

Estructura de la Escala EDI-3 RF para el Cribado de Trastornos de la Conducta Alimentaria

Dimensionality of EDI-3 RF for Screening Eating Disorders

Karen Martínez-Algeciras¹ y Paula Elosua²

Resumen

La detección temprana de los trastornos de la conducta alimentaria (TCA) es fundamental para optimizar la prevención e intervención clínica. El EDI-3 RF es uno de los instrumentos más utilizados en este ámbito. Proporciona puntuaciones en tres escalas específicas y una puntuación global. Sin embargo, no existen estudios que respalden la validez psicométrica de esta última, lo que plantea una cuestión pendiente de investigación. Son varias las aproximaciones metodológicas aplicables para este fin; entre ellas el análisis factorial exploratorio (EFA), análisis factorial confirmatorio (CFA) y, más recientemente, el modelo exploratorio de ecuaciones estructurales (ESEM). El presente trabajo tuvo como objetivo abordar esta cuestión mediante el análisis de la estructura interna del EDI-3 RF. La muestra estuvo compuesta por 2,078 mujeres entre 13 y 19 años. Los resultados indicaron que el ESEM bifactorial presentó el mejor ajuste, respaldando la pertinencia de utilizar una puntuación global en el cribado temprano de los TCA.

Palabras clave: ESEM, AFC, AFE, EDI-3 RF

Abstract

Early detection of eating disorders (EDs) is essential to optimize both prevention and clinical intervention. The EDI-3 RF is one of the most widely used instruments in this field. It provides scores on three specific scales as well as a global score. However, no studies to date have supported the psychometric validity of this global score, which remains an open research question. Several methodological approaches can be applied for this purpose, including exploratory factor analysis (EFA), confirmatory factor analysis (CFA), and, more recently, exploratory structural equation modeling (ESEM). The present study aimed to address this issue by analyzing the internal structure of the EDI-3 RF. The sample consisted of 2,078 females aged 13 to 19 years. Results indicated that the bifactor ESEM model provided the best fit, supporting the appropriateness of using a global score in the early screening of EDs.

Keywords: ESEM, AFC, AFE, EDI-3 RF

¹MSc. Doctoranda. Universidad del País Vasco. España. Campus de Gipuzkoa, Pl. de Elhuyar, 20018, San Sebastián. Tel.: +57 3108843993. Correo: kmartinez019@ikasle.ehu.eus

²PhD. Catedrática. Universidad del País Vasco. España. Campus de Gipuzkoa, Pl. de Elhuyar, 20018, San Sebastián. Tel.: +34 648649057. Correo: paula.elosua@ehu.eus

Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP · N°79 · Vol. 1 · 123-134 · 2026

ISSN: 1135-3848 print / 2183-6051 online

This work is licensed under CC BY-NC 4.0. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>

Introducción

Los trastornos de la conducta alimentaria (TCA) son alteraciones en el comportamiento alimentario que pueden comprometer la salud física y psicológica de las personas afectadas (Ayala et al., 2022); su estudio ahonda en la etiología, caracterización, tratamiento y prevención (Theander, 2004). Según la American Psychiatric Association (2014), los TCA están asociados al ideal de delgadez y se caracterizan por la cronicidad, angustia emocional, deterioro funcional, depresión, ansiedad, abuso de sustancias, alto nivel de riesgo de obesidad, suicidio y mortalidad (Arija-Val et al., 2022; Fergus et al., 2019; Gorrell & Murray, 2019; Kolar & Mebarak, 2022; Quiles et al., 2023). El estudio epidemiológico del Global Burden of Diseases (GBD, 2022) señala que los TCA fueron la causa principal de 318.3 muertes (intervalo de confianza [IC] del 95% [285.7, 386.0]) en todo el mundo en el año 2019. Entre los trastornos asociados a este grupo de conductas, la anorexia nerviosa fue la causante de la mayoría de ellas (268.7; IC 95% [242.5, 326.9]). Las 49.6 restantes (IC 95% [36.4, 72.2]) fueron causadas por la bulimia nerviosa.

El mismo estudio destaca que la prevalencia de los TCA se ha incrementado de 8.5 millones (IC 95% [6.4–10.9]) en 1990 a 13.6 millones (IC 95% [10.2–17.5]) en el año 2019, siendo mayor entre las mujeres, 9 millones (IC 95% [6.8–11.3]) respecto a los hombres, 4.7 millones (IC 95% [3.3–6.2]). Es significativo el incremento de la prevalencia estandarizada por edad (promedio ponderado de las prevalencias específicas por edad) que ha aumentado de 150.5 por 100.000 personas (IC 95% [113.1–192.1]) en 1990 a 174.0 (IC 95% [130.1–222.1]) en 2019 (Global Burden of Diseases [GBD], 2022).

Con referencia a la prevalencia en población latinoamericana, Kolar y Mebarak (2022) apuntan que, en el año 2016, estos valores fueron del 0.1% en el caso de la anorexia nerviosa y de 1.16% para la bulimia. El estudio de GBD (2022) para Sudamérica y Centroamérica, señala que en el año 2019 la prevalencia estandarizada por edad de los trastornos alimenticios por cada 100.000 habitantes fue de 340.4 (IC 95% [253.8–434.8]) y de 224.9 (IC 95% [165.7–292.3]) respectivamente.

Las graves repercusiones de los Trastornos de la Conducta Alimentaria subrayan la importancia de un diagnóstico temprano y una evaluación

precisa. En esta línea, se han creado múltiples herramientas diseñadas para evaluar la sintomatología y las conductas de riesgo presentes en personas afectadas por TCA (Iñárritu et al., 2004; Pérez & García, 2019); entre ellas se encuentran el Eating Disorder Examination - EDE (Cooper & Fairburn, 1987), Eating Disorder Examination Questionnaire - EDE-Q (Fairburn & Beglin, 1994), Eating Attitudes Test – EAT (Garner & Garfinkel, 1979), Children's Eating Attitudes Test - ChEAT (Maloney et al., 1988), Children's Eating Disorder Examination - ChEDE (Bryant-Waugh et al., 1996) y el Eating Disorder Inventory - EDI (Garner et al., 1983). De los anteriores, el Eating Disorder Inventory EDI (1983) o Inventario de Trastornos de la Conducta alimentaria - por su denominación en español-, es una de las más utilizadas, con versiones en varios idiomas, contextos lingüísticos y culturales (Elosua & López-Jáuregui, 2011). Existen versiones del EDI adaptadas al búlgaro (Boydjjeva & Steinhausen, 1996), chino (Lee et al., 1997), danés (Clausen et al., 2011), holandés (Van Strien, 2002; Van Strien & Ouwens, 2003), iraní (Dadgostar et al., 2017), portugués (Machado et al., 2001; Tenório et al., 2021), sueco (Nevonen et al., 2006; Norring & Sohlberg, 1988; Nyman-Carlsson et al., 2015) y español. Con referencia a las adaptaciones en español es destacable el hecho de que existen datos de normalización para población española y mexicana (Elosua et al., 2010a, 2010b; Elosua & López-Jáuregui, 2011), además de adaptaciones culturales para Argentina (Rutzstein et al., 2006; Rutzstein et al., 2013); Chile (Urzúa et al., 2009) y Perú (Domínguez et al., 2017).

Desarrollo del EDI-3 y sus diferentes versiones

Desde su lanzamiento inicial en 1983, el cuestionario EDI-3 ha experimentado múltiples actualizaciones para integrar los avances teóricos más recientes en la investigación de los Trastornos de la Conducta Alimentaria (TCA). En su versión actual, compuesto por 91 ítems (Garner, 2004) se definen 12 escalas (Elosua & López-Jáuregui, 2011): nueve escalas psicológicas generales altamente relevantes pero no específicas de los TCA (Baja autoestima, Alienación personal, Inseguridad interpersonal, Desconfianza interpersonal, Déficit Introceptivos, Desajuste emocional, Perfeccionismo, Ascetismo y Miedo a

la madurez), y tres escalas específicas de los TCA (Obsesión por la Delgadez-OD, Bulimia-BU e Insatisfacción corporal-IC). Estas últimas conforman el cuestionario de remisión o screening conocido como EDI-3 RF. La escala OD (7 ítems) evalúa un deseo extremo de estar más delgado, preocupación por la alimentación y el peso; BU (8 ítems) evalúa la tendencia a pensar y/o realizar ataques incontrolados de ingesta de comida (atracones), y la escala IC (10 ítems) evalúa la insatisfacción con la forma general del cuerpo y con el tamaño de partes concretas del mismo. El EDI-3 RF utiliza un formato de ítem de respuesta graduada en una escala de 0 a 5 puntos, (0=nunca, 5=siempre).

La calidad de la adaptación española (Elosua et al., 2010a, 2010b; Elosua & López-Jáuregui, 2011) fue analizada por el Consejo General de la Psicología de España a través del cuestionario de evaluación de test revisado, conocido como CET-R (Hernández et al., 2016) obteniendo una valoración general de excelente. Sin embargo, no existen trabajos específicos relacionados con el cuestionario de remisión. En este contexto, y dada la importancia de contar con pruebas de screening que permitan una detección temprana de los TCA, el objetivo de este trabajo es doble:

1. Analizar la estructura dimensional del cuestionario de remisión del EDI-3 RF para evaluar si los datos avalan una configuración unidimensional que permita utilizar un único valor numérico proveniente de 3 escalas diferentes.

2. Profundizar en los modelos para el estudio de la dimensionalidad de los datos en Psicología, incorporando a los modelos más tradicionales como EFA y CFA, la perspectiva ESEM.

Para conseguir estos objetivos, el trabajo comienza exponiendo las fortalezas y debilidades de cada uno de los modelos, para continuar con una evaluación comparativa de su ajuste a los datos obtenidos tras la aplicación del cuestionario de remisión.

Aproximaciones al estudio de la dimensionalidad

La evaluación de la estructura subyacente de una escala implica habitualmente la utilización del modelo de análisis factorial, tanto en su versión exploratoria (Análisis Factorial Exploratorio, AFE) como confirmatoria (Análisis Factorial Confirmatorio, AFC). Ambos métodos pueden conceptualizarse como polos en una línea continua

de restricciones impuestas sobre los datos analizados. El Análisis Factorial Exploratorio (AFE) se posiciona en el extremo de mínima restricción. Entre sus características distintivas podríamos mencionar que: a) permite una exploración libre de la estructura de los datos, b) no impone la conformación de los factores ni el patrón de carga entre las variables observadas y las latentes, y c) genera soluciones factoriales con ítems que cargan sobre factores teóricamente vinculados. Por otro lado, el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), también conocido como modelo de factores independientes o CFA estándar, se sitúa en el extremo de máxima restricción. Los modelos AFC se caracterizan por: a) evaluar una estructura hipotética específica, b) asumir la inexistencia de cargas factoriales cruzadas, c) establecer que las cargas de los factores no especificados son 0, y d) generar estructuras factoriales nítidas y simplificadas (Asparouhov & Muthén, 2009; Kline, 2005; McDonald, 1985). Estos condicionantes pueden producir una sobreestimación de las correlaciones entre factores y, por ende, una alteración en los índices de ajuste (Asparouhov & Muthén, 2009; Bollen, 2002; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Ferrando & Lorenzo-Seva, 2014; Marsh et al., 2020; Sánchez-Oliva et al., 2017).

Situados entre el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), emergen los Modelos de Ecuaciones Estructurales Exploratorios (ESEM, por sus siglas en inglés). Dado que los síntomas psicológicos con frecuencia reflejan varias dimensiones diagnósticas, los ESEM ofrecen un marco para tratar la cuestión de las cargas cruzadas (Murray et al., 2019). El ESEM constituye un enfoque novedoso y prometedor para abordar la complejidad de los datos en la investigación psicológica. Entre sus principales aportaciones destacan: a) la evaluación detallada de modelos teóricos, análoga a la que ofrece el AFC; b) la incorporación del análisis de invarianza factorial; y c) la opción de especificar modelos bifactoriales (Alamer & Marsh, 2022; Asparouhov & Muthén, 2009; Lloret et al., 2014; Marsh et al., 2014). A pesar de ello, su implementación aún no se ha generalizado (Elosua & Egaña, 2020; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Ferrando & Lorenzo-Seva, 2014; Morin et al., 2013; Ondé & Alvarado, 2022, Pérez-Salas et al., 2019).

Método

Participantes

El estudio se llevó a cabo con una muestra no clínica de 2.078 mujeres jóvenes, procedentes de población comunitaria española, con edades comprendidas entre los 13 y los 19 años ($M=15.0$; $DT=1.72$). Las participantes estaban matriculadas en instituciones educativas de diversas provincias españolas (Albacete, Badajoz, Barcelona, Lérida, Madrid, Murcia, Pontevedra y Zaragoza), cursando estudios de Educación Primaria, Educación Secundaria o niveles universitarios. La distribución por edad fue la siguiente: 23.9 % tenían 13 años ($n=497$), 21.1 % tenían 14 años ($n=439$), 18.9 % tenían 15 años ($n=392$), 16.6 % tenían 16 años ($n=345$), 9.7 % tenían 17 años ($n=202$), 4.7 % tenían 18 años ($n=97$) y 5.1 % tenían 19 años ($n=106$). El proceso de recogida de datos se efectuó en entornos educativos, supervisado por profesionales específicamente formados para esta tarea. Se garantizó el cumplimiento de los principios éticos mediante la obtención del consentimiento informado, firmado por las propias participantes o, en el caso de las menores de edad, por sus representantes legales.

Análisis de los datos

La evaluación de la estructura interna del EDI-3 RF se llevó a cabo mediante tres enfoques distintos: Análisis Factorial Exploratorio (AFE), Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) y Modelo Exploratorio de Ecuaciones Estructurales (ESEM). En el marco del AFE, se estimaron modelos unifactoriales (M1) y trifactoriales (M2); en la aproximación del AFC, se definieron un modelo trifactorial (M3) y un modelo bifactorial (M4); finalmente, se evaluó un modelo ESEM trifactorial (M5) y un modelo ESEM bifactorial (M6). La figura 1 muestra las representaciones gráficas de los modelos confirmatorios.

La especificación y selección de los modelos a evaluar derivó de la consideración de la estructura teórica del cuestionario de remisión, compuesto por tres escalas parciales distintas (OD, BU, IC) que conforman un índice global único: el índice de remisión. La pregunta de investigación abordó si es posible utilizar una única puntuación como criterio de cribado o si es necesario mantener la tridimensionalidad derivada de la existencia de tres

escalas diferenciadas. Para ello, se utilizaron modelos unidimensionales, trifactoriales y modelos bifactoriales. Los modelos bifactoriales definen un factor general y factores específicos, que en conjunto permiten modelar la multidimensionalidad particionando la varianza de los ítems en tres fuentes: factor específico, factor general y error de medida. En la estimación confirmatoria de un modelo bifactor, los ítems cargan en sus factores específicos y en el factor general, mientras que en la aproximación ESEM bifactorial, todos los ítems cargan tanto en el factor general como en cada uno de los factores (ver Figura 1).

Los modelos fueron estimados utilizando el software Mplus Versión 7 (Muthén & Muthén, 2012), mediante el procedimiento de estimación de máxima verosimilitud robusta (MLR, Maximum Likelihood Robust). En el análisis factorial exploratorio (AFE) se utilizó un método de rotación oblicua.

La evaluación del ajuste de los datos se realizó mediante dos índices absolutos y dos índices de ajuste comparativo y de no centralidad. En el primer grupo, se emplearon el RMSEA (Root Mean Square Error of Aproximación) y el SRMR (Standardized Root Mean Square Residual). En el segundo grupo, se utilizaron el Comparative Fit Index (CFI) y el Índice de Tucker-Lewis (TLI).

Siguiendo las pautas establecidas por Hu y Bentler (1999) se consideró que el ajuste de los modelos era satisfactorio si los valores del CFI y TLI superaban .95, el RMSEA era inferior a .05, y las estimaciones para el SRMR eran menores a .08.

Tras analizar los datos y seleccionar el modelo que demostró el mejor ajuste, se profundizó en sus características estimando la fiabilidad a través del Coeficiente Omega Jerárquico, la Varianza Común Extraída (ECV) y el índice de varianza común explicada por ítem (I-ECV). Valores elevados de ECV e I-ECV sugieren la presencia de unidimensionalidad, la literatura especializada considera aceptables valores por encima de .80 (Rodríguez et al., 2016; Stucky & Edelen, 2014; Stucky et al., 2013).

Adicionalmente, se examinaron las saturaciones factoriales como evidencia de una buena definición factorial. Se consideraron óptimas aquellas saturaciones mayores a .50 y admisibles las situadas en el rango de .30 a .50 (Alamer, 2022).

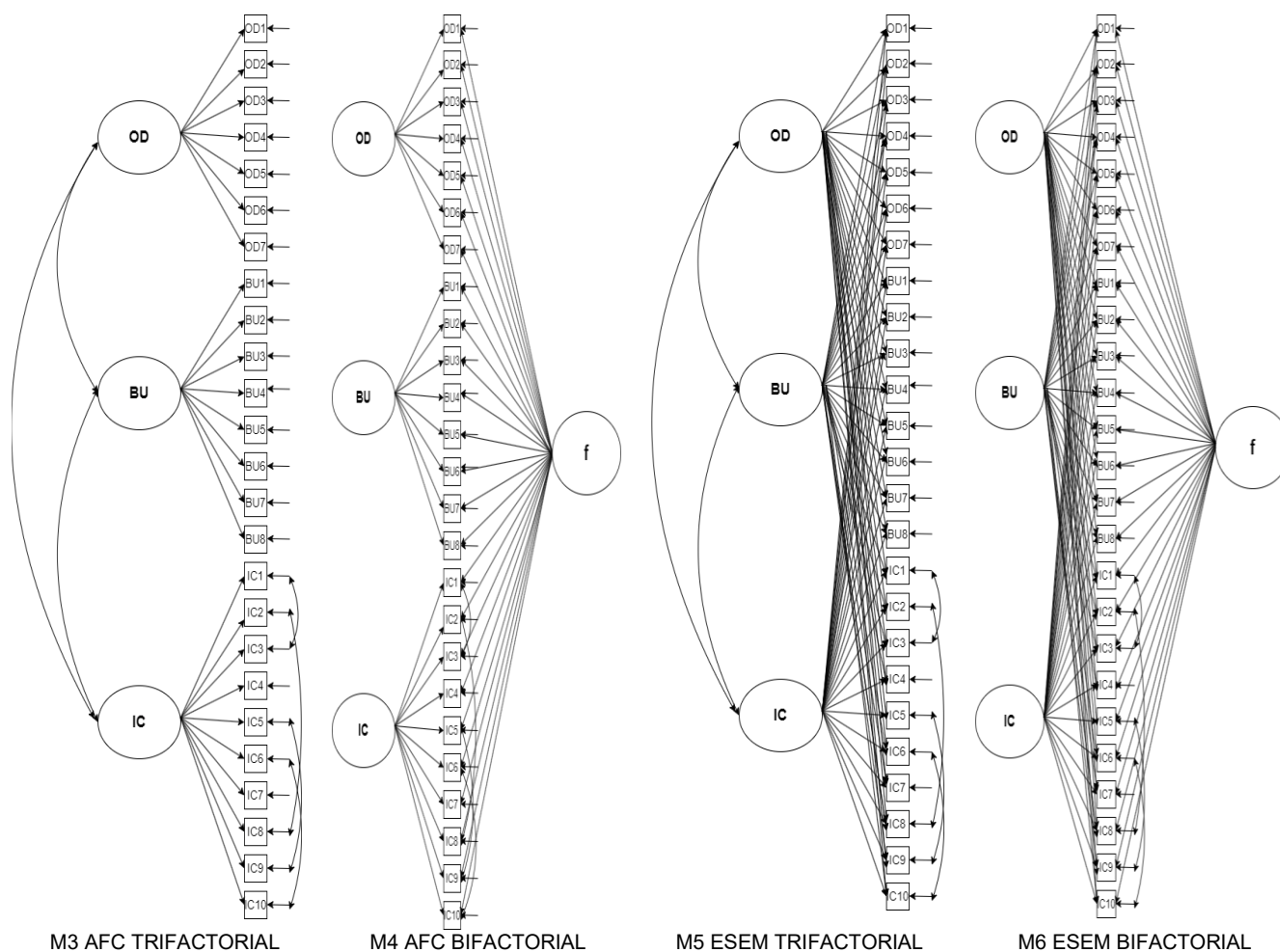


Figura 1. Representación Gráfica de los Modelos Confirmatorios Evaluados en el Presente Estudio

Para la especificación de los modelos factoriales, se tuvieron en cuenta resultados obtenidos en investigaciones previas que mostraron la presencia de correlaciones entre las varianzas de error de varios de los ítems de la escala Insatisfacción Corporal; en concreto, se asumen correlaciones entre aquellos ítems que evaluando el mismo aspecto con similar contenido están redactados en forma directa e inversa. Las correlaciones entre unicidades se refieren a los pares de ítems 1-3, 2-8, 5-9 y 6-10. (Elosua & Hermosilla, 2013).

Desde un punto de vista procedimental y con el fin de evitar el sesgo de capitalización del azar, la muestra total fue aleatorizada y distribuida en dos submuestras compuestas por el 30% y el 70%. Los modelos AFE se estimaron en la primera submuestra (N=625) y el resto de los modelos se estimaron con la muestra restante (N=1.453).

Resultados

La Tabla 1 recoge los índices de ajuste de cada uno de los modelos estimados. Ambos modelos factoriales exploratorios, tanto el unidimensional (M1) como el tridimensional (M2), exhibieron un ajuste insatisfactorio. Los valores referidos al modelo unidimensional (CFI=.74; TLI=.72; RMSEA=.092) se situaron por debajo o por encima de los umbrales establecidos. Aunque el modelo tridimensional (M2) mostró una mejora con respecto al modelo unidimensional, mostrando la presencia de multidimensionalidad, los índices de bondad de ajuste siguen sugiriendo deficiencias (CFI=.90; TLI=.87; RMSEA=.06; SRMR=.03). La Tabla 2 recoge las saturaciones factoriales estimadas para cada uno de los modelos.

El modelo confirmatorio trifactorial (M3) continúa mostrando un ajuste deficiente a los datos (CFI=.84; TLI=.82; RMSEA=.07) aunque el SRMR, con un valor de .08, alcanza el umbral

Tabla 1. Índices de Bondad de Ajuste para los Diferentes Modelos

Modelos		χ^2	g.l.	RMSEA	SRMR	TLI	CFI
AFE UNIFACTORIAL	M1	1.741.666	275	.092	.082	.721	.744
AFE TRIFACTORIAL	M2	757.048	228	.061	.036	.878	.908
AFC TRIFACTORIAL	M3	2.411.867	268	.074	.086	.827	.846
AFC BIFACTORIAL	M4	1672.699	249	.063	.066	.877	.898
ESEM TRIFACTORIAL	M5	1.067.878	224	.051	.027	.919	.939
ESEM BIFACTORIAL	M6	746.538	202	.043	.024	.942	.961

Nota. AFE=análisis factorial exploratorio; AFC=análisis factorial confirmatorio; ESEM=modelado exploratorio de ecuaciones estructurales; χ^2 =chi-cuadrado; g.l.=grados de libertad; RMSEA=error cuadrático medio de aproximación; SRMR=residuo cuadrático medio estandarizado; TLI=índice de Tucker-Lewis; CFI=índice de ajuste comparativo.

Tabla 2. Cargas Factoriales estimadas para los Diferentes Modelos. I ECV para ESEM Bifactor

Cargas Factoriales																			
Ítem	M1 AFE UNIFACTORIAL	M2 AFE TRIFACTORIAL			M3 AFC TRIFACTORIAL			M4 AFC BIFACTORIAL				M5 ESEM TRIFACTORIAL			M6 ESEM BIFACTORIAL				
		OD	BU	IC	OD	BU	IC	Factor	OD	BU	IC	OD	BU	IC	Factor	OD	BU	IC	IECV
OD1	0.206	.378	-.185	-.101	.233			.144	.569			.297	-.189	.025	.198	.171	-.190	.003	.573
OD2	.837	.742	.061	.127	.853			.845	.117			.644	.056	.242	.823	.198	-.007	-.003	.945
OD3	.681	.671	.108	.008	.725			.679	.275			.604	.152	.100	.666	.307	.102	-.009	.825
OD4	.705	.759	-.101	.023	.729			.655	.448			.774	-.005	-.015	.660	.395	-.055	-.095	.736
OD5	.733	.756	.027	.008	.778			.736	.233			.577	.088	.212	.701	.341	.051	.078	.809
OD6	.850	.709	-.020	.209	.875			.875	.087			.573	.006	.372	.841	.196	-.045	.093	.948
OD7	.746	.804	-.032	-.003	.799			.723	.447			.779	.045	.037	.714	.447	-.003	-.048	.718
BU1	0.194	-.034	.439	.088		.458		.105		.591		-.102	.507	.039	.126	-.003	.479	.040	.065
BU2	-0.034	-.222	.501	.002		.343		-.036		.539		-.245	.593	-.020	.005	-.139	.560	-.010	.000
BU3	0.127	-.052	.556	-.014		.478		.147		.532		.001	.561	-.058	.179	-.030	.512	-.064	.109
BU4	0.167	-.005	.561	-.021		.543		.126		.661		-.125	.703	.000	.139	.008	.669	.036	.041
BU5	0.291	.134	.470	.005		.559		.231		.523		-.022	.528	.069	.256	-.051	.482	.006	.220
BU6	.568	.641	.197	-.123		.491		.599	.141			.457	.190	.101	.566	.184	.142	-.013	.941
BU7	.358	.206	.406	.028		.506		.270		.390		.137	.408	-.015	.281	.005	.360	-.062	.379
BU8	.458	.301	.461	.020		.637		.462		.406		.320	.407	.030	.448	.191	.360	-.008	.608
IC1	.419	.154	.307	.189			.393	.319			.492	.122	.420	.150	.419	-.020	.368	.014	.999
IC2	.753	.298	-.025	.556			.816	.797			.106	.432	.008	.426	.848	-.088	-.075	-.006	1.000
IC3	.532	.159	.204	.358			.527	.448			.438	.074	.123	.452	.471	.114	.113	.274	.747
IC4	.689	.171	.078	.579			.729	.616			.497	-.026	-.014	.801	.632	.065	-.011	.469	.645
IC5	.504	-.091	.014	.678			.584	.445			.488	-.163	-.051	.765	.483	-.050	-.044	.431	.557
IC6	.723	.222	-.017	.601			.780	.714			.227	.240	-.016	.567	.761	-.099	-.071	.145	.965
IC7	.366	.347	.064	.016			.336	.368			-.009	.315	.071	.051	.338	.180	.049	.004	1.000
IC8	.677	-.064	-.012	.873			.751	.592			.545	-.096	-.013	.860	.635	-.016	-.013	.474	.642
IC9	.695	.148	-.012	.646			.757	.706			.184	.261	.010	.514	.760	-.143	-.056	.095	.985
IC10	.649	-.057	.013	.819			.723	.554			.587	-.174	-.025	.913	.606	-.046	-.019	.510	.585

Nota. AFC=análisis factorial confirmatorio; ESEM=modelado exploratorio de ecuaciones estructurales; OD=escala de obsesión por la delgadez; BU=escala de bulimia; IC=escala de insatisfacción corporal. I-ECV varianza común extraída del ítem. Las cargas en negrita indican cargas estadísticamente significativas, aplicando corrección para comparaciones múltiples.

establecido. El modelo confirmatorio bifactorial (M4) presenta índices de ajuste ligeramente mejores en comparación con el modelo confirmatorio trifactorial (CFI=.89; TLI=.87; RMSEA=.06; SRMR=.06) sugiriendo la presencia de una estructura con un factor general y factores específicos relacionados con cada una de las escalas parciales del EDI-3 RF (ver Tabla 3).

Siguiendo con las distintas aproximaciones para la modelización de la multidimensionalidad, el modelo ESEM trifactorial (M5) exhibió indicadores mejorados en comparación con los modelos previamente evaluados (CFI=.93; TLI=.91; RMSEA=.05; SRMR=.02). En última instancia, se estimó el modelo ESEM bifactorial (M6) que mostró índices de ajuste óptimos en todos los indicadores (CFI=.96; TLI=.94; RMSEA=.04;

SRMR=.02). Las saturaciones factoriales con valores óptimos para muchos de los ítems confirman la presencia de un factor general, junto a la presencia de factores específicos.

El análisis detallado del modelo ESEM bifactorial arrojó un índice omega de .81 (ω_H =.81) para la escala global. En cuanto a las escalas parciales, las estimaciones fueron .14 para Obsesión por la Delgadez (ω_{HS} =.14), .57 para la escala de Bulimia (ω_{HS} =.57) y .12 para la escala de Insatisfacción Corporal (ω_{HS} =.12). El valor de ECV, (ECV=.69) indica que el factor general explica el 69% de la varianza común extraída. Estos resultados sugieren una influencia significativa del factor general en la variabilidad compartida, apoyando la presencia de un componente unidimensional predominante en el

Tabla 3. Relaciones entre factores en los diferentes modelos

Escala	M2 AFE TRIFACTORIAL			M3 AFC TRIFACTORIAL			M5 ESEM TRIFACTORIAL		
	OD	BU	IC	OD	BU	IC	OD	BU	IC
OD	-	-	-	-	-	-	-	-	-
BU	.330	-	-	.509**	-	-	.279**	-	-
IC	.682*	.130	-	.863**	.460**	-	.687**	.304**	-

Nota. AFE=análisis factorial exploratorio; AFC=análisis factorial confirmatorio; ESEM=modelado exploratorio de ecuaciones estructurales; OD=escala de obsesión por la delgadez; BU=escala de bulimia; IC=escala de insatisfacción corporal. * $p<.05$, ** $p<.01$

cuestionario de remisión del EDI-3, si bien no da cuenta del total de la varianza observada.

Según las estimaciones de I-ECV, se observa el diferente comportamiento de los ítems que conforman las escalas OD e IC en comparación con los ítems de la escala Bulimia; los índices I-ECV de esta última son sistemáticamente menores, tan solo un ítem (BU6) supera el valor crítico de .8; una revisión de su contenido muestra que se refiere al peso, equiparándose conceptualmente con el constructo medido por las escalas OD e IC (ver Tabla 2).

Discusión

En el ámbito de la investigación sobre la estructura dimensional de cuestionarios, la selección del modelo más adecuado debe ser el resultado de la integración de varios criterios. Estos incluyen la congruencia con el marco teórico subyacente, la alineación con las preguntas de investigación planteadas, la adecuación del modelo a los datos evaluada mediante índices de bondad de ajuste, la interpretación coherente de las estimaciones obtenidas de acuerdo con las hipótesis teóricas previas, y el principio de parsimonia (Marsh et al., 2020). En este trabajo se han utilizado tres aproximaciones diferentes, AFE, AFC y ESEM.

Los análisis utilizando modelos de Análisis Factorial Exploratorio (AFE) no han logrado un ajuste adecuado. Tanto el modelo unidimensional como el tridimensional han sido insatisfactorios, con el último sugiriendo la posibilidad de multidimensionalidad en los datos, aunque sin alcanzar índices de ajuste satisfactorios. Por su parte, la aplicación del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) tampoco ha rendido resultados positivos. En particular, el modelo trifactorial con factores correlacionados mostró un ajuste inferior al modelo bifactorial. Estos resultados

ponen de manifiesto las limitaciones de los enfoques factoriales tradicionales, que no logran capturar de forma adecuada la variabilidad presente en los datos.

Dentro de los modelos de Ecuaciones Estructurales Exploratorios (ESEM) evaluados, el modelo bifactorial ha demostrado ser el más adecuado. Este resultado apunta hacia una estructura multidimensional de la escala, con influencia tanto de factores específicos en cada escala parcial como de un factor general, que justifica el uso de puntuaciones globales. La estructura subyacente del instrumento refleja efectivamente esta multidimensionalidad, identificando un componente global que explica el 69% de la varianza total y que coexiste con componentes específicos.

Los presentes resultados corroboran que, los modelos ESEM como técnicas de segunda generación, ofrecen avances metodológicos para una adecuada evaluación de la validez de escalas. ESEM permite combinar las bondades de las aproximaciones AFE y AFC en un solo marco analítico (Alamer, 2021; Alamer, 2022; Alamer & Marsh, 2022; Howard et al., 2018; Marsh et al., 2009; Morín et al., 2013; Morín et al., 2016). Este estudio ilustra la utilidad y versatilidad de los modelos ESEM en el ámbito de la investigación psicológica, de acuerdo con Fadda et al. (2020), su aplicación contribuye significativamente a la construcción y refinamiento de escalas, comparable al Análisis Factorial Exploratorio (AFE), y fortalece la validez interna de las mediciones, similar al Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Aunque es claro que el enfoque de modelización ESEM ofrece flexibilidad en la estimación de modelos factoriales, también es importante reconocer que conlleva ciertos desafíos; entre ellos la interpretación de cargas cruzadas, la toma de decisiones analíticas, o el riesgo de sobreajuste.

Conclusión

En definitiva, los resultados evidencian la solidez del modelo en una muestra de mujeres; no obstante, resultaría pertinente evaluar su aplicabilidad e invarianza en poblaciones diversas, definidas por variables clave en la investigación psicológica como la cultura, el idioma o el género. Ello permitiría avanzar tanto en la conceptualización del modelo teórico subyacente a los TCA como en la consolidación de las propiedades psicométricas del cuestionario.

El presente trabajo busca aportar en los planos metodológico y aplicado. Desde una perspectiva metodológica, ofrece a la comunidad investigadora un análisis comparativo de las ventajas y limitaciones de los modelos factoriales exploratorios, confirmatorios y de ecuaciones estructurales exploratorias (ESEM) en la evaluación de la dimensionalidad de las escalas. Desde una perspectiva aplicada, los hallazgos respaldan el uso de una puntuación global en la herramienta EDI-3 RF, lo que refuerza su utilidad en el cribado clínico temprano.

Conviene reconocer, sin embargo, que este estudio se centró en un tipo de evidencia de validez —la relacionada con la estructura interna— y que sería necesario complementarlo con investigaciones que aporten evidencias criterios sobre la validez diagnóstica. Estas consideraciones subrayan la importancia de futuras investigaciones orientadas a fortalecer la base psicométrica del EDI-3 RF.

Agradecimientos

Este trabajo ha sido parcialmente financiado por el MICIU/AEI 10.13039/501100011033 (proyecto PID2024-155252OB-I00).

Referencias

- Alamer, A. (2021). Construct validation of self-determination theory in second language scale: The bifactor exploratory structural equation modeling approach. *Frontiers in Psychology* 12, 732016. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.732016>
- Alamer, A. (2022). Exploratory structural equation modeling (ESEM) and bifactor ESEM for construct validation purposes: Guidelines and applied example. *Research Methods in Applied Linguistics*, 1(1), 1–13. <https://doi.org/10.1016/j.rmal.2022.100005>
- Alamer, A., & Marsh, H. (2022). Exploratory structural equation modeling in second language research: An applied example using the dualistic model of passion. *Studies in Second Language Acquisition*, 44(5), 1477–1500. <https://doi.org/10.1017/S0272263121000863>
- American Psychiatric Association (2014). Manual Diagnóstico y Estadístico de las Enfermedades Mentales, DSM-5, 5th Edn, Washington, DC: American Psychiatric Publishing.
- Arija-Val, V., Santi-Cano, M. J., Novalbos-Ruiz, J. P., Canals, J., & Rodríguez-Martín, A. (2022). Caracterización, epidemiología y tendencias de los trastornos de la conducta alimentaria. *Nutrición Hospitalaria*, 39(2), 8–15. <http://dx.doi.org/10.20960/nh.04173>
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 397–438. <https://doi.org/10.1080/10705510903008204>
- Ayala, C. O., Scarpatto, C., Garizábalo-Davila, C. M., Valencia, P. A. D., Irigaray, T. Q., Cañon-Montañez, W., & Mattiello, R. (2022). Assessing eating disorder symptoms in low and middle-income countries: A systematic review of psychometric studies of commonly used instruments. *Journal of eating disorders*, 10(1), 1–42. <https://doi.org/10.1186/s40337-022-00649-z>
- Bollen, K. A. (2002). Latent variables in psychology and the social sciences. *Annual Review of Psychology*, 53(1), 605–634. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.53.100901.135239>
- Boyadjieva, S., & Steinhausen, H. C. (1996). The eating attitudes test and the eating disorders inventory in four Bulgarian clinical and nonclinical samples. *International Journal of Eating Disorders*, 19(1), 93–108. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1098-108X\(199601\)19:1<93::AID-EAT11>3.0.CO;2-R](https://doi.org/10.1002/(SICI)1098-108X(199601)19:1<93::AID-EAT11>3.0.CO;2-R)
- Bryant-Waugh, R. J., Cooper, P. J., Taylor, C. L., & Lask, B. D. (1996). The use of the eating

- disorder examination with children: A pilot study. *International Journal of Eating Disorders*, 19(4), 391-397.
[https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1098-108X\(199605\)19:4<391::AID-EAT6>3.0.CO;2-G](https://doi.org/10.1002/(SICI)1098-108X(199605)19:4<391::AID-EAT6>3.0.CO;2-G)
- Clausen, L., Rosenvinge, J. H., Friberg, O., & Rokkedal, K. (2011). Validating the Eating Disorder Inventory-3 (EDI-3): A comparison between 561 female eating disorders patients and 878 females from the general population. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 33(1), 101-110.
<https://doi.org/10.1007/s10862-010-9207-4>
- Cooper, Z., & Fairburn, C. (1987). The eating disorder examination: A semi-structured interview for the assessment of the specific psychopathology of eating disorders. *International Journal of Eating Disorders*, 6(1), 1-8.
[https://doi.org/10.1002/1098-108X\(198701\)6:1<1::AID-EAT2260060102>3.0.CO;2-9](https://doi.org/10.1002/1098-108X(198701)6:1<1::AID-EAT2260060102>3.0.CO;2-9)
- Dadgostar, H., Nedjat, S., Dadgostar, E., & Soleimany, G. (2017). Translation and evaluation of the reliability and validity of eating disorder inventory -3 questionnaire among Iranian university students. *Asian Journal of Sports Medicine* 8(2), e13950, 1-6.
<https://doi.org/10.5812/asjms.13950>
- Domínguez, S., Villegas, G., Sotelo, L., & Sotelo, N. (2017). Propiedades psicométricas del Inventario de Trastornos de la Conducta Alimentaria (EDI-2) en mujeres adolescentes de Lima. *Revista Mexicana de Investigación en Psicología*, 5(1), 30-40.
<https://www.revistamexicanadeinvestigacionenpsicologia.com/index.php/RMIP/article/view/166>
- Elosua, P., & Egaña, M. (2020). *Psicometría aplicada. Guía para el análisis de datos y escalas con jamovi*. UPV/EHU.
- Elosua, P., & Hermosilla, D. (2013). Does body dissatisfaction have the same meaning for males and females? A measurement invariance study. *European Review of Applied Psychology*, 63(5), 315-321.
<https://doi.org/10.1016/j.erap.2013.06.002>
- Elosua, P., & López-Jáuregui, A. (2011). Internal structure of the Spanish Adaptation of the Eating Disorder Inventory-3. *European Journal of Psychological Assessment* 28(1), 25-31.
<https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000087>
- Elosua, P., López-Jáuregui, A., & Sánchez-Sánchez, F. (2010a). *EDI-3 Inventario de Trastornos de la Conducta Alimentaria-3. Adaptación Española*. TEA Ediciones.
- Elosua, P., López-Jáuregui, A., & Sánchez-Sánchez, F. (2010b). *EDI-3 RF Inventario de Trastornos de la Conducta Alimentaria-3. Cuestionario de remisión. Adaptación Española*. TEA Ediciones.
- Fadda, D., Scalas, L. F., Morin, A. J., Marsh, H. W., & Gaspard, H. (2020). Value beliefs about math: A bifactor-ESEM representation. *European Journal of Psychological Assessment*, 36(2), 259-268.
<https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000513>
- Fairburn, C. G., & Beglin, S. J. (1994). Assessment of eating disorders: Interview or self-report questionnaire? *International Journal of Eating Disorders*, 16(4), 363-370.
[https://doi.org/10.1002/1098-108X\(199412\)16:4<363::AID-EAT2260160405>3.0.CO;2-%23](https://doi.org/10.1002/1098-108X(199412)16:4<363::AID-EAT2260160405>3.0.CO;2-%23)
- Fergus, K. B., Copp, H. L., Tabler, J. L., & Nagata, J. M. (2019). Eating disorders and disordered eating behaviors among women: Associations with sexual risk. *International Journal of Eating Disorders*, 52(11), 1310-1315.
<https://doi.org/10.1002/eat.23132>
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en Psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
<https://www.papelesdelpsicologo.es/contenido?num=1137>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Algunas consideraciones adicionales. *Anales de Psicología*, 30(3), 1170-1175.
<https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199991>
- 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. (2004). Eating Disorder Inventory-3, Professional Manual. Psychological Assessment Resources, Inc.
- Garner, D. M., Olmsted, 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)
- GBD 2019 Mental Disorders Collaborators. (2022). Global, regional, and national burden of 12 mental disorders in 204 countries and territories, 1990–2019: A systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2019. *The Lancet Psychiatry*, 9(2), 137-150.
[https://doi.org/10.1016/S2215-0366\(21\)00395-3](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(21)00395-3)
- Gorrell, S., & Murray, S. B. (2019). Eating disorders in males. *Child and Adolescent Psychiatric Clinics*, 28(4), 641-651.
<https://doi.org/10.1016/j.chc.2019.05.012>
- Hernández, A., Ponsoda, V., Muñoz, J., Prieto, G., & Elosua, P. (2016). Revisión del modelo para evaluar la calidad de los tests utilizados en España. *Papeles del Psicólogo*, 37 (3), 192-197.
<https://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/2775.pdf>
- Howard, J. L., Gagné, M., Morin, A. J., & Forest, J. (2018). Using bifactor exploratory structural equation modeling to test for a continuum structure of motivation. *Journal of Management*, 44 (7), 2638–2664.
<https://doi.org/10.1177/0149206316645653>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
<https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Iñárritu, M., Cruz, V., & Morán, I. (2004). Instrumentos de evaluación para los trastornos de la conducta alimentaria. *Revista de salud pública y nutrición*, 5(2), 46-51.
<https://respyn.uanl.mx/index.php/respyn/articloe/view/128>
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2nd ed.). Guilford Press.
- Kolar, D. R., & Mebarak, M. (2022). An update on the epidemiology of eating disorders in Latin America: Current findings and future challenges. *Current Opinion in Psychiatry*, 35(6), 385-389.
<https://doi.org/10.1097/YCO.0000000000000813>
- Lee, S., Lee, A. M., Leung, T., & Yu, H. (1997). Psychometric properties of the Eating Disorder Inventory (EDI-1) in a non-clinical Chinese population in Hong Kong. *International Journal of Eating Disorders*, 21(2), 187–194.
[https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1098-108X\(199703\)21:2<187::AID-EAT10>3.0.CO;2-%23](https://doi.org/10.1002/(SICI)1098-108X(199703)21:2<187::AID-EAT10>3.0.CO;2-%23)
- 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), 1151-1169.
<https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Machado, P. P., Goncalves, S., Martins, C., & Soares, I. C. (2001). The Portuguese version of the Eating Disorders Inventory: Evaluation of its psychometric properties. *European Eating Disorders Review: The Professional Journal of the Eating Disorders Association*, 9(1), 43-52.
<https://doi.org/10.1002/erv.359>
- Maloney, M. J., McGuire, J. B., & Daniels, S. R. (1988). Reliability testing of a children's version of the eating attitude test. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 27(5), 541–543.
<https://doi.org/10.1097/00004583-198809000-00004>
- Marsh, H. W., Guo, J., Dicke, T., Parker, P. D., & Craven, R. G. (2020). Confirmatory Factor Analysis (CFA), Exploratory Structural Equation Modeling (ESEM), and Set-ESEM: Optimal balance between goodness of fit and parsimony. *Multivariate Behavioral Research*, 55(1), 102-119.
<https://doi.org/10.1080/00273171.2019.1602503>
- Marsh, H. W., Morin, A. J., Parker, F. D., & Kaur, G. (2014). Exploratory structural equation modeling: An integration of the best features of

- exploratory and confirmatory factor analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10(1), 85–110.
<https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700>
- Marsh, H. W., Muthén, B., Asparouhov, T., Lüdtke, O., Robitzsch, A., Morin, A. J., & Trautwein, U. (2009). Exploratory structural equation modeling, integrating CFA and EFA: Application to students' evaluations of university teaching. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 439–476.
<https://doi.org/10.1080/10705510903008220>
- McDonald, R. P. (1985). *Factor Analysis and Related Methods*. LEA.
- Morin, A. J., Marsh, H. W., & Nagengast, B. (2013). Exploratory structural equation modeling. En G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A second course* (pp. 395-440). Charlotte, NC: Information Age Publishing, Inc.
- Morin, A. J., Arens, A. K., & Marsh, H. W. (2016). A bifactor exploratory structural equation modeling framework for the identification of distinct sources of construct-relevant psychometric multidimensionality. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 23(1), 116–139.
<https://doi.org/10.1080/10705511.2014.961800>
- Murray, A. L., Booth, T., Eisner, M., Obsuth, I., & Ribeaud, D. (2019). Quantifying the strength of general factors in psychopathology: A comparison of CFA with maximum likelihood estimation, BSEM, and ESEM/EFA bifactor approaches. *Journal of Personality Assessment*, 101(6), 631–643.
<https://doi.org/10.1080/00223891.2018.1468338>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2014). *Mplus Users Guide*. Seventh Edition. Muthén & Muthén
- Nevonen, L., Clinton, D., & Norring, C. (2006). Validating the EDI-2 in three Swedish female samples: eating disorders patients, psychiatric outpatients and normal controls. *Nordic Journal of Psychiatry*, 60(1), 44–50.
<https://doi.org/10.1080/08039480500504537>
- Norring, C., & Sohlberg, S. (1988). Eating Disorder Inventory in Sweden: Description, cross-cultural comparison, and clinical utility. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 78(5), 567–575.
<https://doi.org/10.1111/j.1600-0447.1988.tb06386.x>
- Nyman-Carlsson, E., Engström, I., Norring, C., & Nevenon, L. (2015). Eating disorder inventory-3, validation in Swedish patients with eating disorders, psychiatric outpatients and a normal control sample. *Nordic Journal of Psychiatry*, 69(2), 142–151.
<https://doi.org/10.3109/08039488.2014.949305>
- Ondé, D., & Alvarado, J. M. (2022). Contribución de los modelos factoriales confirmatorios a la evaluación de estructura interna desde la perspectiva de la validez. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 66(5).
<https://doi.org/10.21865/RIDEP66.5.01>
- Pérez, A., & García, M. (2019). Evaluación de los trastornos de la conducta alimentaria. Áreas de exploración e instrumentos específicos. *Psicología.com*, 23, 16–17.
<http://psiqu.com/1-10073>
- Pérez-Salas, C. P., Sirlopú, D., Cobo, R., & Awad, A. (2019). Análisis bifactorial de la Escala de Participación Escolar en una muestra de estudiantes chilenos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 3(52), 27–39.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP52.3.03>
- Quiles Marcos, Y., Ruiz Maciá, Á., Manchón López, J., León Zarceño, E. M., Quiles Sebastián, M. J., Roncero Sanchís, M., ... & Arribas Saiz, P. (2023). Validation of the Spanish version of the eating disorders quality of life instrument (EDQOL). *Journal of Eating Disorders*, 11(1), 103.
<https://doi.org/10.1186/s40337-023-00832-w>
- Rodríguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137–150.
<https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Rutsztein, G., Maglio, A. L., Armatta, A. M., Leonardelli, E., López, P., Moiseeff, C., Murawski, B., Redondo, G., & Marola, M. E. (2006). Adaptación lingüística y conceptual del Eating Disorder Inventory-3 (Garner, 2004). Un estudio piloto. En *XIII Jornadas de*

- Investigación y Segundo Encuentro de Investigadores en Psicología del Mercosur*. Facultad de Psicología-Universidad de Buenos Aires.
<https://www.aacademica.org/000-039/564>
- Rutzstein, G., Leonardelli, E., Scappatura, M. L., Murawski, B., Elizathe, L., & Maglio, A. L. (2013). Psychometric properties of the Eating Disorders Inventory-3 (EDI-3) among female adolescents from Argentina. *Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios*, 4(1), 1-14.
[https://doi.org/10.1016/S2007-1523\(13\)71987-6](https://doi.org/10.1016/S2007-1523(13)71987-6)
- Sánchez-Oliva, D., Morin, A. J., Teixeira, P. J., Carraça, E. V., Palmeira, A. L., & Silva, M. N. (2017). A bifactor exploratory structural equation modeling representation of the structure of the basic psychological needs at work scale. *Journal of Vocational Behavior*, 98, 173–187.
<https://doi.org/10.1016/j.jvb.2016.12.001>
- Stucky, B. D., & Edelen, M. O. (2014). Using hierarchical IRT models to create unidimensional measures from multidimensional data. In S. P. Reise, & D. A. Revicki (Eds.). *Handbook of item response theory modeling: Applications to typical performance assessment* (pp. 183–206). Routledge/Taylor & Francis Group.
- Stucky, B. D., Thissen, D., & Orlando Edelen, M. (2013). Using logistic approximations of marginal trace lines to develop short assessments. *Applied Psychological Measurement*, 37(1), 41-57.
<https://doi.org/10.1177/0146621612462759>
- Tenório, J. M. V., Lima, K. S., Andrade, J. M., Coelho, H. F. C., & Galdino, M. K. C. (2021). Adaptação e validação do Inventário de Desordem Alimentar para o contexto brasileiro. *Avaliação Psicológica: Interamerican Journal of Psychological Assessment*, 20(3), 263-273.
<https://doi.org/10.15689/ap.2021.2003.19890.01>
- Theander, S. S. (2004). Trends in the literature on eating disorders over 36 years (1965–2000): Terminology, interpretation and treatment. *European Eating Disorders Review: The Professional Journal of the Eating Disorders Association*, 12(1), 4-17.
<https://doi.org/10.1002/erv.559>
- Urzúa, A., Castro, S., Lillo, A., & Leal, C. (2009). Evaluación de los trastornos alimentarios: Propiedades psicométricas del test EDI-2 en adolescentes escolarizados (as) de 13 a 18 años. *Revista Chilena de Nutrición*, 36(4), 1063-1073.
<https://doi.org/10.4067/S0717-75182009000400002>
- Van Strien, T. (2002). Eating Disorder Inventory II— Nederlandse Versie (EDI-II-NL) [Dutch Version]. Swets Test Publishers.
- Van Strien, T., & Ouwens, M. (2003). Validation of the Dutch EDI-2 in one clinical and two nonclinical populations. *European Journal of Psychological Assessment*, 19(1), 66-84.
<https://doi.org/10.1027//1015-5759.19.1.66>