



## Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios

### Mexican Journal of Eating Disorders

Journal homepage: <http://journals.iztacala.unam.mx/>

## Psychometric properties of the Eating Disorders Inventory - 3 (EDI-3) among female adolescents from Argentina<sup>1</sup>

## Propiedades psicométricas del Inventario de Trastornos Alimentarios - 3 (EDI-3) en mujeres adolescentes de Argentina

Guillermina Rutzstein<sup>1</sup>; Eduardo Leonardelli<sup>1</sup>; M. Luz Scappatura<sup>1</sup>; Brenda Murawski<sup>1,2</sup>; Luciana Elizathe<sup>1,2</sup> y Ana L. Maglio<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires, Argentina.

<sup>2</sup> Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET)

### Abstract

The aim of this study is to explore the factor structure and internal consistency of the Eating Disorder Inventory-3 (EDI-3) among female adolescents from Buenos Aires (Argentina). 725 high school students, aged 13 to 19 years, completed the EDI-3 and a sociodemographic questionnaire. Different factor solutions were evaluated. The most satisfactory solution was reached to explore, first, the items of the three Eating Disorder Risk Scales (good structure, variance explained = 46.7%) and on the other, items of the Psychological Scales (with partial divergence from theoretical structure, variance explained = 44.1%). The computation of Composites (combining different scales proposed by the author) fitted more closely to the original version. Internal consistency coefficients for most scales were adequate. In analyzing the discriminatory power of the items, it was found a "floor effect" on some scales, this being expected in general population. We conclude that the EDI-3 is a valid instrument for the assessment of risk for eating disorders in general population and, consequently, its early detection. We discuss the use of this instrument in general population.

### Resumen

El objetivo de este estudio es explorar la estructura factorial y la consistencia interna del Inventario de Trastornos Alimentarios-3 (EDI-3) en adolescentes mujeres de Buenos Aires (Argentina). 725 estudiantes de escuelas secundarias, entre 13 y 19 años, completaron el EDI-3 y un cuestionario sociodemográfico. Se evaluaron diferentes soluciones factoriales. La solución más satisfactoria se alcanzó al explorar, por un lado, los ítems de las tres escalas de riesgo de trastorno alimentario (buena estructura, varianza explicada 46,7%) y por el otro, los ítems de las escalas psicológicas (estructura parcialmente diferente de la teórica, varianza explicada: 44,1%). El cómputo por Índices (agrupación de distintas escalas propuesta por el autor) se adecua más a la versión original. Los coeficientes de consistencia interna fueron adecuados en la mayoría de las escalas. Al analizar la capacidad discriminante de los ítems, se observó un "efecto suelo" en algunas escalas, siendo esto esperable en población general. Se concluye que el EDI-3 resulta un instrumento estructuralmente válido para la evaluación de riesgo de trastorno alimentario en población general y, en consecuencia, su detección temprana. Se discute el uso del instrumento en población general.

### INFORMACIÓN ARTÍCULO

Recibido: 17/03/2013  
Revisado: 11/05/2013  
Aceptado: 20/05/2013

**Key words:** Eating Disorders, EDI-3, Validity, Adolescents.

**Palabras clave:** Trastornos Alimentarios, EDI-3, Validación, Adolescentes.

### Introducción

Los trastornos alimentarios presentan una alta prevalencia entre los adolescentes, especialmente en mujeres (Hudson, Hiripi, Pope & Kessler, 2007; Muro-Sans & Amador-Campos, 2007; Rutzstein, Murawski, Elizathe, & Scappatura, 2010).

La detección precoz constituye una de las estrategias más poderosas para prevenir el desarrollo y la cronicidad de los trastornos alimentarios. Estos cuadros tienen un mejor pronóstico en adolescentes que en adultos (Fisher, 2003; Keel & Brown, 2010),

por lo que su identificación en esta etapa es de vital importancia. Contar con instrumentos autoadministrables adaptados a los diferentes contextos y poblaciones resulta fundamental, dado que permiten evaluar de manera simultánea a un gran número de sujetos, facilitando así su uso en contextos escolares (Garner, 2002). La utilización de estos instrumentos autoadministrables permite el tamizaje de los trastornos alimentarios (Garner & Keiper, 2010) favoreciendo de este modo, las actividades de prevención y de investigación (Franco Paredes, Alvarez Rayón, & Ramírez Ruelas, 2011).

El Inventario de Trastornos Alimentarios (EDI, por sus siglas en inglés) es uno de los instrumentos

Correspondencia: Guillermina Rutzstein, Bulnes 2591, Buenos Aires (C1425DKS) Argentina. Correo electrónico: [guillermina.rutzstein@gmail.com.ar](mailto:guillermina.rutzstein@gmail.com.ar)

autoadministrables más utilizados en la actualidad para la detección de trastornos alimentarios y la exploración de características psicológicas en pacientes (Herrero & Viña, 2005). Su primera versión fue desarrollada por Garner, Olmsted y Polivy (1983) quienes realizaron los primeros estudios de validez a partir de una muestra clínica y un grupo control conformado por mujeres universitarias.

En su versión inicial, el EDI estaba conformado por 64 ítems agrupados en ocho escalas: *Búsqueda de Delgadez, Bulimia, Insatisfacción Corporal, Ineficacia, Perfeccionismo, Desconfianza Interpersonal, Conciencia Interoceptiva y Miedo a Madurar*. Posteriormente se incorporaron 27 ítems para evaluar características psicológicas habitualmente asociadas a los trastornos alimentarios (*Ascetismo, Impulsividad e Inseguridad Social*), dando lugar a la segunda versión del instrumento, el EDI-2 (Garner, 1991).

La tercera y más reciente versión del instrumento (EDI-3) fue desarrollada a partir de los componentes del EDI y del EDI-2, reorganizados en constructos más relevantes y acordes con los avances teóricos en el campo de los trastornos alimentarios (Garner, 2004). El instrumento consta de los mismos 91 ítems de la versión anterior pero introduce modificaciones en la puntuación y en la estructura factorial (los ítems se agrupan en factores diferentes, uno de los ítems no debe computarse en ningún factor, creación de una nueva escala, entre otras cuestiones). En el EDI-3, los ítems se encuentran organizados en 12 escalas entre las que pueden distinguirse tres escalas específicas de trastornos alimentarios, denominadas “de riesgo” (*Insatisfacción Corporal, Bulimia y Búsqueda de Delgadez*) y nueve escalas de características psicológicas asociadas a los trastornos alimentarios (*Baja Autoestima, Alienación Personal, Inseguridad Interpersonal, Desconfianza Interpersonal, Déficit Interoceptivo, Desregulación Emocional, Ascetismo, Perfeccionismo y Miedo a Madurar*).

Por otra parte, el EDI-3 proporciona seis *Índices (Composites)* que adicionan los totales de diversas escalas y llevan la suma a puntuación *T*. Estos índices permiten obtener el perfil clínico de los pacientes: *Riesgo de Trastorno Alimentario* (reúne los ítems

de las tres escalas de riesgo), *Ineficacia, Problemas Interpersonales, Problemas Afectivos, Exceso de Control y Desajuste Psicológico General* (reúne los ítems no incluidos en el índice de riesgo, es decir los de las nueve escalas de características psicológicas).

El inventario cuenta, además, con una “Forma de Referencia” (*Referral Form*) conformada por los 25 ítems correspondientes a las escalas de riesgo diseñadas para evaluar, junto con información adicional, riesgo de trastorno alimentario (Garner, 2004).

El EDI-3 incluye, a su vez, tres escalas de validez que permiten detectar patrones de respuesta inconsistentes o extraños.

Cada ítem se puede responder con las siguientes seis posibilidades: *nunca, casi nunca, a veces, a menudo, casi siempre y siempre* (escala tipo Likert). El rango de puntuación es de 0 a 4, a diferencia de las versiones anteriores donde el rango era de 0 a 3. En cada ítem, la respuesta que señala mayor sintomatología (*siempre o nunca*, dependiendo de la direccionalidad del ítem), se puntúa con el valor 4; la siguiente (*casi siempre o casi nunca*) se puntúa con el valor 3; y la próxima (*a menudo o a veces*) con el valor 2. La respuesta *a veces* en los ítems directos y *a menudo* en los inversos, que en las versiones anteriores se puntuaba con el valor 0, en el EDI-3 se puntúa con el valor 1. Las dos restantes respuestas del extremo opuesto a la patología se califican con el valor 0. Estas modificaciones en la puntuación tienen el propósito de mejorar la confiabilidad de algunas escalas (Garner, 2004). En relación con la estabilidad test-retest, Garner (2004) observó coeficientes excelentes en población clínica adolescente y adulta ( $r = .98$  para el *Índice de Riesgo de Trastorno Alimentario* y  $r = .97$  para el *Índice de Desajuste Psicológico General*). Además, estos dos índices y cada una de las escalas que los componen mostraron coeficientes de consistencia interna adecuados (entre  $\alpha = .63$  y  $\alpha = .97$ ). También se hallaron evidencias de validez de constructo y criterio.

En los últimos años se realizaron diversos estudios a fin de recabar evidencias de validez de constructo del instrumento en sus tres versiones, hallándose en los mismos diferentes estructuras factoriales.

Mientras que algunas investigaciones encontraron una estructura factorial similar a la propuesta originalmente por Garner (Eberenz & Gleaves, 1994; Joiner & Heatherton, 1998; Urzúa, Castro, Lillo, & Leal, 2009), otras hallaron soluciones factoriales diversas (Limbert, 2004; Unikel, Bojorquez, Carreño, & Caballero, 2006). García-Grau et al. (2010) por ejemplo, analizaron la estructura factorial de las tres versiones del EDI en adolescentes mujeres. A partir de un análisis factorial confirmatorio, los autores encontraron que en ninguna de las versiones del instrumento se confirmaba la estructura propuesta originalmente.

En lo que respecta al EDI-3 específicamente, si bien ha sido utilizado en numerosos estudios desde su creación en el 2004, son escasos los estudios de validación de esta versión. Clausen, Rosenvinge, Friberg y Rokkedal (2011) analizaron la estructura factorial del instrumento en una muestra de mujeres danesas de población clínica y población general. A través de un análisis factorial confirmatorio en el que compararon distintas estructuras factoriales, los autores indicaron que el modelo de 12 factores era el que mejor se ajustaba a los datos.

Elosua, López-Jáuregui y Sánchez-Sánchez (2010), llevaron a cabo la adaptación española del EDI-3 y obtuvieron, a partir de una muestra clínica, estructuras factoriales equivalentes a las de la versión original. Se realizaron análisis factoriales exploratorios de los ítems de las escalas de riesgo y de las escalas psicológicas por separado, los cuales arrojaron una solución de tres factores para las escalas de riesgo (que explicaron el 61% de la varianza de los datos) y una estructura de ocho factores en el caso de las escalas psicológicas (que explicaron el 49.4% de la varianza). Los análisis de confiabilidad y baremación del instrumento se realizaron sobre una muestra clínica conformada por 512 pacientes (97.7% mujeres) y una muestra no clínica constituida por 5148 sujetos (50% mujeres) procedentes de centros educativos españoles. La adaptación española provee además baremos para población no clínica mexicana, obtenidos a partir de una muestra de 1268 sujetos (58.9% mujeres) procedentes de centros educativos

de México. Los autores obtuvieron altos niveles de consistencia interna en todos los grupos diagnósticos, tanto en las escalas de riesgo como en las escalas de características psicológicas.

Dada la necesidad de contar con instrumentos adaptados a las características culturales rioplatenses, Casullo & Pérez (2003) publicaron estudios de adaptación y baremación del EDI-2, y Rutzstein et al. (2006) realizaron una adaptación lingüística y conceptual del EDI-3. Sin embargo, no se han realizado hasta el momento estudios que permitan dar cuenta del ajuste del instrumento en nuestro medio al modelo factorial propuesto originalmente. Este tipo de estudio, además de su crucial importancia para la teoría que sustenta un instrumento y la estructura operativa del mismo, arroja luz sobre las diferencias culturales que inciden en su implementación y las respuestas a los ítems.

El presente trabajo se propone explorar la estructura factorial del EDI-3 en una muestra de 725 adolescentes mujeres de población general de Buenos Aires (Argentina), en el contexto de tamizaje en institución escolar. La estructura factorial se complementará con la consideración de la consistencia de las escalas y el poder discriminante de cada ítem.

## **Método**

### *Diseño*

Se trata de un estudio sobre propiedades psicométricas de un instrumento (estructura factorial), descriptivo, correlacional, de tipo transversal.

### *Muestreo*

El muestreo fue de tipo no aleatorio y por conveniencia. Se convocó a estudiantes de nueve escuelas secundarias de la Ciudad de Buenos Aires y Gran Buenos Aires (seis públicas y tres privadas) para su participación en el estudio.

Los criterios de inclusión fueron: tener entre 13 y 19 años de edad, estar cursando estudios en una escuela media de la Ciudad de Buenos Aires o Gran Buenos Aires, haber aceptado participar del estudio,

contar con la autorización de las autoridades escolares y presentar el consentimiento informado firmado por alguno de los padres. Se excluyeron del estudio aquellos estudiantes que presentaron dificultades graves de comunicación y comprensión.

De los 1158 adolescentes que reunieron las condiciones de admisión se excluyeron los varones para el presente estudio. Este acotamiento de la muestra responde a que la homogeneidad es fuertemente recomendada en este tipo de estudios (Cea-D'Ancona, 1998) y a que varias escalas del EDI difieren significativamente según género (Rutzstein et al., 2010).

### Muestra

La muestra estuvo conformada por 725 adolescentes mujeres de 13 a 19 años de edad (edad  $M = 15.16$ ,  $DE = 1.34$ ), 61.6% asistía a escuelas públicas mientras que el 38.4% asistía a escuelas privadas.

El 55% de las adolescentes vivía con su familia nuclear biparental, el 21.9% con su familia nuclear monoparental, el 14.8% con la familia extendida y el 8.3% refería otro tipo de conformación familiar (como por ejemplo, pareja de alguno de los padres o amigos). Se observó que el 9.9% de las participantes presentaba delgadez, el 69.7% peso normal, el 15.8% sobrepeso y el 4.6% obesidad. (ver Figura 1).

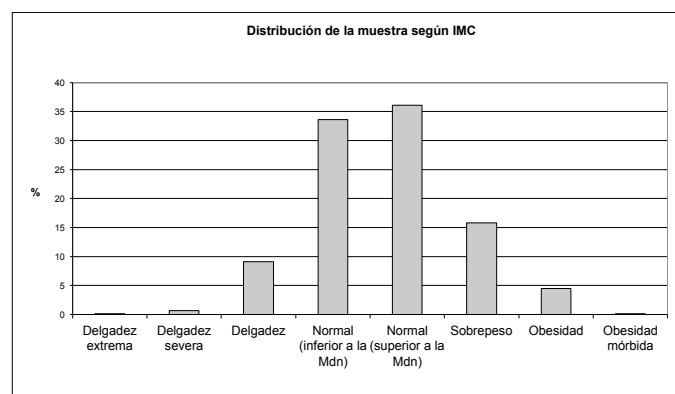


Figura 1. Distribución de la muestra según Índice de Masa Corporal.

### Instrumentos

- *Cuestionario sociodemográfico*: Se trata de un instrumento autoadministrable que fue diseñado para esta investigación y se utilizó con el fin de recabar información sobre la edad, composición familiar,

nivel de escolaridad y ocupación de los padres. También se solicitó información sobre peso y talla.

- *Inventario de Trastornos Alimentarios-3* (EDI-3, Garner, 2004). La descripción de este instrumento fue realizada previamente. Se utilizó la versión local que fue adaptada lingüística y culturalmente a adolescentes de nuestro medio (Rutzstein et al., 2006).

Además, las participantes fueron pesadas y medidas mediante la utilización de una balanza digital con exactitud de 0.1 Kg. y un altímetro de pared. Las participantes fueron pesadas vestidas sin ropa de abrigo, sin zapatos, ni llaveros u otros objetos pesados. El procedimiento llevado a cabo se describirá en el apartado siguiente.

### Procedimiento

Inicialmente se realizó el contacto con las escuelas secundarias. Se informó a las participantes y a sus padres, como así también a las autoridades escolares del objetivo del estudio y se solicitó la autorización correspondiente para llevarlo a cabo. Tal como lo indican los principios éticos vigentes, se les aseguró a cada uno de los sujetos el carácter confidencial de la información brindada y se les informó que la participación en esta investigación era voluntaria.

Las participantes completaron los cuestionarios autoadministrables en grupo en las aulas de cada institución educativa durante el horario de clase, previa introducción y lectura del instructivo. Luego fueron pesadas y medidas por una médica hebiatra y nutricionistas. La medición del peso y altura de las participantes fue realizada de manera individual y en un aula diferente a la utilizada para la administración grupal. Se calculó el Índice de Masa Corporal, indicador que permite relacionar el peso (expresado en kilogramos) con la altura (expresada en metros) de la persona con el fin de evaluar si presenta un peso saludable.

Además, se calculó su distribución ("Delgadez extrema", "Delgadez severa", "Delgadez", "Normal -inferior a la mediana-", "Normal -superior a la mediana-", "Sobrepeso", "Obesidad" y "Obesidad mórbida") mediante un software específico creado por la Organización Mundial de la Salud (OMS Anthro,

versión 3.2.2 para SPSS). Este software incluye curvas antropométricas ajustadas por sexo y edad y se utiliza en población infanto-juvenil (WHO, 2007).

Antes de ser pesadas y medidas, se les preguntó peso y altura estimada. De las 725 participantes, 20 participantes (2.8%) no consignaron peso y/o talla estimada y 37 participantes (5.1%) no aceptaron ser pesadas y/o medidas por las profesionales (una de ellas tampoco informó dichos datos en el cuestionario). Para los procedimientos y resultados que aquí se informan, se utilizó peso y talla medidos por las profesionales. En los casos en que las participantes no aceptaron ser pesadas y medidas se tuvo en cuenta el peso o talla auto informados.

### Análisis estadístico de los datos

El procesamiento de los datos se llevó a cabo mediante el paquete estadístico SPSS para Windows (versión 18.0).

Para el análisis factorial exploratorio (AFE) se utilizó el método de extracción de máxima verosimilitud y el método de rotación promax, debido a que, por un lado, estos procedimientos son adecuados para casos como el del EDI-3 que es un inventario con diferentes escalas que, teórica y empíricamente, presentan fuertes correlaciones. Por otra parte, como son procedimientos utilizados en la reciente versión española, esto permitiría realizar comparaciones con

dicha versión.

Para el procedimiento del AFE, los datos perdidos fueron reemplazados por el promedio de la escala para cada caso. Se usa la matriz de configuración de los factores rotados para informar los resultados. No obstante, de acuerdo con las recomendaciones de Martínez Arias (1996), también se ha tenido en cuenta la matriz de estructura, aunque por razones de espacio no se reporte.

Además, la confiabilidad de las escalas del EDI-3 se testeó con el *alfa* de Cronbach y la de los ítems con el *alfa* de Cronbach suprimido el ítem en la escala. También se revisó el poder discriminante de los ítems respecto del total de cada escala comparando medias del primer y cuarto intercuartil.

## Resultados

### Correlaciones entre escalas y confiabilidad

Las correlaciones entre las escalas son significativas. Las relaciones más elevadas se encuentran al interior de las escalas de riesgo y entre las escalas que forman los índices psicológicos (Ver Tabla 1). Algunas de las escalas presentan correlaciones bajas con las escalas de riesgo: *Inseguridad Interpersonal*, *Perfeccionismo* y *Miedo a Madurar*.

Además, se observa una adecuada consistencia interna en cinco escalas: las tres de riesgo y las dos que

**Tabla 1.**  
Correlaciones entre las escalas.

	DT	B	BD	LSE	PA	II	IA	ID	ED	PE	AS	MF	Riesgo de Trastorno Alimentario	Desajuste Psicológico General
DT		.497**	.697**	.424**	.378**	.125**	.246**	.307**	.268**	.207**	.595**	.140**	.903**	.460**
B	.497**		.472**	.461**	.457**	.195**	.324**	.395**	.352**	.187**	.484**	.106**	.699**	.505**
BD	.697**	.472**		.527**	.508**	.202**	.334**	.289**	.289**	.129**	.535**	.184**	.896**	.505**
LSE	.424**	.461**	.527**		.811**	.409**	.519**	.443**	.375**	.093*	.465**	.213**	.556**	.736**
PA	.378**	.457**	.508**	.811**		.495**	.640**	.539**	.438**	.162**	.467**	.212**	.525**	.815**
II	.125**	.195**	.202**	.409**	.495**		.589**	.304**	.205**	.143**	.210**	.144**	.198**	.605**
IA	.246**	.324**	.334**	.519**	.640**	.589**		.400**	.347**	.221**	.370**	.184**	.350**	.722**
ID	.307**	.395**	.289**	.443**	.539**	.304**	.400**		.488**	.276**	.443**	.193**	.372**	.695**
ED	.268**	.352**	.289**	.375**	.438**	.205**	.347**	.488**		.283**	.368**	.165**	.347**	.644**
PE	.207**	.187**	.129**	.093*	.162**	.143**	.221**	.276**	.283**		.333**	.134**	.205**	.504**
AS	.595**	.484**	.535**	.465**	.467**	.210**	.370**	.443**	.368**	.333**		.179**	.645**	.667**
MF	.140**	.106**	.184**	.213**	.212**	.144**	.184**	.193**	.165**	.134**	.179**		.176**	.369**
Riesgo de Trastorno Alimentario	.903**	.699**	.896**	.556**	.525**	.198**	.350**	.372**	.347**	.205**	.645**	.176**		.575**
Desajuste Psicológico General	.460**	.505**	.505**	.736**	.815**	.605**	.722**	.695**	.644**	.504**	.667**	.369**	.575**	

Nota. Todas las correlaciones *r* de Pearson fueron significativas con \* $p < .05$  y \*\* $p < .01$ .

DT=Búsqueda de Delgadez; B=Bulimia; BD=Insatisfacción Corporal; LSE=Baja Autoestima; PA=Alienación Personal; II=Inseguridad Interpersonal; IA=Desconfianza Interpersonal; ID=Déficit Interoceptivo; ED=Desregulación Emocional; PE=Perfeccionismo; AS=Ascetismo; MF=Miedo a Madurar.

componen el índice de Ineficacia (*Baja Autoestima y Alienación Personal*). Se observan niveles moderados de confiabilidad en cuatro escalas (*Déficit Interoceptivo, Inseguridad Interpersonal, Desregulación Emocional y Alienación Interpersonal*) y bajos en *Perfeccionismo, Ascetismo y Miedo a Madurar* (Ver Tabla 2).

**Tabla 2.**  
Coeficientes de correlación Alfa de Cronbach para cada escala.

Escala	Alfa de Cronbach	N° de ítems
DT	.89	7
B	.80	8
BD	.86	10
LSE	.83	6
PA	.80	7
II	.77	7
IA	.70	7
ID	.77	9
ED	.72	8
PE	.65	6
AS	.64	7
MF	.61	8

*Nota.* DT=Búsqueda de Delgadez; B=Bulimia; BD=Insatisfacción Corporal; LSE=Baja Autoestima; PA=Alienación Personal; II=Inseguridad Interpersonal; IA=Desconfianza Interpersonal; ID=Déficit Interoceptivo; ED=Desregulación Emocional; PE=Perfeccionismo; AS=Ascetismo; MF=Miedo a Madurar.

### Estudio factorial exploratorio

Inicialmente se analizaron los 90 ítems buscando corroborar tanto su distribución aproximada en 12 factores correspondientes a las escalas, así como en los dos factores que corresponderían a los dos grandes índices: el de *Riesgo de Trastorno Alimentario* y el de *Desajuste Psicológico General*.

Al analizar la totalidad de los ítems en conjunto la estructura factorial no resultó adecuada. En el intento de replicar el procedimiento llevado a cabo en la versión original y la adaptación española, se realizó un análisis de dos grupos de ítems por separado: 25 pertenecientes a las escalas de riesgo y 65 de las escalas de características psicológicas asociadas.

El ítem 71, no computado en ninguna escala en la

versión original, no fue incluido en los análisis del presente estudio.

### Análisis factorial para los 90 ítems en conjunto

La medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin es .922 y el contraste de esfericidad de Bartlett es significativo ( $\chi^2 = 22431.9$ ; *g.l.* = 4005;  $p < .000$ ), por lo que el análisis factorial resulta adecuado.

De acuerdo con la estructura teórica del instrumento se decidió forzar inicialmente a doce factores y luego a dos.

El forzamiento a doce factores en esta matriz de datos presenta un porcentaje de varianza explicada de 49.7%, por lo cual es estadísticamente admisible. Sin embargo, la estructura hallada no coincide con la estructura teórica propuesta. En la matriz de configuración se observaron problemas en 19 de los ítems: nueve de ellos con cargas superiores a .30 en dos factores y 10 ítems con cargas inferiores a .30 en todos los factores. Por otra parte, en relación con el agrupamiento de los ítems se observó que, si bien los ítems pertenecientes a la escala *Bulimia* conforman un factor bien definido, los ítems pertenecientes a las escalas *Búsqueda de Delgadez e Insatisfacción con la Imagen Corporal* se combinan entre sí y con ítems de las escalas de características psicológicas, presentando un comportamiento que no permite una distinción clara. Además, los ítems pertenecientes a las escalas de características psicológicas tienden a agruparse más en función de los índices (*composites*) que en función de las escalas a las que en teoría pertenecen.

Forzando a dos factores la varianza total explicada fue notablemente baja: 27.3%.

### Análisis factorial para los 25 ítems de las escalas de riesgo

Se decidió forzar a tres factores. La medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin es .93 y el contraste de esfericidad de Bartlett es significativo ( $\chi^2 = 8902.567$ ; *g.l.* = 300;  $p < .000$ ), por lo que se concluye que el análisis factorial cumple con los supuestos.

Se observó que el forzamiento a tres factores en esta matriz de datos es adecuado siendo el porcentaje de varianza explicada de 46.7%. En la validación original, utilizando una muestra clínica de adolescentes el porcentaje de varianza explicada fue 65.6% y en la versión española fue 61%, también con una muestra clínica.

Por otra parte, el gráfico de sedimentación indica que podría explorarse un cuarto y hasta un quinto factor. Con cuatro factores la varianza explicada se eleva a 49.4% pero los ítems de la escala de *Insatisfacción Corporal* quedan repartidos en dos factores independientes. Por lo tanto, dado que la solución de tres factores es adecuada y teniendo en cuenta que se intenta analizar la estructura de la validación original y de la adaptación española, se justifica mantener tres factores.

La mayoría de los ítems (21 de 25) cargan en el factor hipotetizado y los tres factores registran cargas altas en general (Ver Tabla 3).

Se observaron tres ítems que cargan en factores diferentes a los hipotetizados. Estos son:

-El ítem 47 (“*Me siento hinchado/a o lleno/a después de una comida normal*”), perteneciente a la escala de *Insatisfacción Corporal*, al igual que en la versión original carga sólo en *Búsqueda de Delgadez*. En la versión española, en cambio, cargó doble en *Insatisfacción Corporal* y en *Búsqueda de Delgadez*.

-Los ítems 53 (“*Tengo la idea de intentar vomitar para perder peso*”) y 64 (“*Cuando estoy mal, molesto/a, me preocupa empezar a comer*”), pertenecientes a la escala de *Bulimia*, cargan sólo en *Búsqueda de Delgadez*. Asimismo, en la versión original estos ítems también presentaron dificultades al presentar doble carga en las escalas *Búsqueda de Delgadez* y *Bulimia*.

Por otra parte, se observó un ítem (2: “*Creo que mi panza es demasiado grande*”) con doble carga. Este ítem pertenece a la escala de *Insatisfacción Corporal* y en el presente estudio cargó en dicha escala y en *Búsqueda de Delgadez*. Dado que la matriz de correlaciones entre factores presenta relaciones altas, la carga en más de un factor resulta esperable. En la

**Tabla 3.**

Solución factorial correspondiente al análisis factorial para los 25 ítems de las escalas de riesgo.

Ítem (Escala original)	DT	B	BD
1 (DT)	.488		
7 (DT)	.736		
11 (DT)	.767		
16 (DT)	.844		
25 (DT)	.780		
32 (DT)	.733		
49 (DT)	.855		
4 (B)		.522	
5 (B)		.748	
28 (B)		.761	
38 (B)		.717	
46 (B)		.477	
<b>53 (B)</b>	<b>.549*</b>		
61 (B)		.440	
<b>64 (B)</b>	<b>.594*</b>		
<b>2 (BD)</b>	<b>.378*</b>		.368
9 (BD)			.571
12 (BD)			.562
19 (BD)			.556
31 (BD)			.501
45 (BD)			.559
<b>47 (BD)</b>	<b>.311*</b>		
55 (BD)			.869
59 (BD)			.466
62 (BD)			.872
<b>Método</b>			
Autovalores	9.047	Máxima verosimilitud / Promax	2.446
% de varianza explicada	36.189		1.682
% de varianza total explicada			6.727
			52.698

Nota. Método de extracción: Máxima Verosimilitud. Método de rotación: Promax. Matriz de configuración. Para el análisis se eliminaron las cargas inferiores a .30 siendo un criterio adecuado para el tamaño muestral (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1999).

DT=Búsqueda de Delgadez; B=Bulimia; BD=Insatisfacción Corporal.

\* Los ítems cargaron en una escala diferente a la hipotetizada.

versión original también se observó una carga doble en dichas escalas. En la versión española, este ítem también presentó dificultades al cargar tanto en *In-satisfacción Corporal* como en *Bulimia*.

#### *Análisis factorial para los 65 ítems de las escalas de características psicológicas*

La estructura factorial fue explorada forzando a nueve factores (en relación a la cantidad de escalas psicológicas del instrumento) y a ocho (en relación a la cantidad de factores que demostró ser más apropiada en la versión original y española), resultando esta última estructura admisible según el gráfico de sedimentación.

La medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin es .91 y el contraste de esfericidad de Bartlett es significativo ( $\chi^2 = 16851.928$ ;  $g.l. = 2080$ ;  $p < .000$ ).

Se observó que la que estructura que mejor se ajusta a los datos del presente estudio es la de ocho factores, dado que, si bien la varianza explicada es mínimamente menor que el porcentaje explicado a partir de una estructura de nueve (44.1% vs. 46.3%), el agrupamiento de los ítems es más claro. En la validación original con una muestra clínica de adolescentes el porcentaje de varianza explicada fue 46.6% y en la versión española fue 49.4%, también con una muestra clínica. En la matriz de configuración se observó: ocho ítems con cargas superiores a .30 en dos factores y cuatro ítems con cargas inferiores a .30 en todos los factores. Diez ítems no cargan en el factor hipotetizado.

Los factores tuvieron una conformación semejante a la de la validación original y la española (Ver Tabla 4). La conformación fue la siguiente:

**Factor 1:** agrupa ítems de las escalas de *Inseguridad Interpersonal* y *Desconfianza Interpersonal*, que conforman en la versión original el índice *Problemas Interpersonales*.

**Factor 2:** agrupa ítems de las escalas *Baja Autoestima* y *Alienación Personal*, que conforman originalmente el índice *Ineficacia*, además de un ítem correspondiente a la escala *Perfeccionismo* (ítem 13,

que evalúa perfeccionismo socialmente impuesto) y un ítem que en la versión original corresponde a la escala *Desregulación Emocional* (ítem 90).

**Factor 3:** se compone principalmente por ítems pertenecientes a las escalas *Ascetismo* y *Perfeccionismo* (ítems 36, 52 y 63 que evalúan *perfeccionismo autoimpuesto*), que conforman el índice *Exceso de Control*.

**Factor 4:** compuesto principalmente por ítems correspondientes a la escala *Déficit Interoceptivo*.

**Factor 5:** conformado únicamente por ítems de la escala *Desregulación Emocional*.

**Factor 6:** es similar al factor 2, dado que agrupa ítems de las escalas *Baja Autoestima* y *Alienación Personal*, que conforman originalmente el índice *Ineficacia*, además de dos ítems correspondientes a la escala *Perfeccionismo* (ítems 29 y 43, que también evalúan perfeccionismo socialmente impuesto).

**Factor 7:** compuesto por los ítems correspondientes a la escala *Miedo a Madurar*.

**Factor 8:** conformado por dos ítems relacionados con abuso de sustancias que pertenecen originalmente a la escala *Desregulación Emocional* (ítems 72 y 81).

En conclusión, en la estructura factorial hallada se delinean claramente tres escalas: *Déficit Interoceptivo*, *Desregulación Emocional* y *Miedo a Madurar*. El resto de escalas hipotetizadas no se comportaron de manera independiente, lo cual coincide con lo encontrado en la versión española del instrumento. Se observan tres de los cuatro índices de características psicológicas propuestos por Garner (2004). Dos de ellos (*Problemas Interpersonales* y *Exceso de Control*) se representan cada uno en un factor (Factores 1 y 3 respectivamente). El restante (*Ineficacia*) se observa distribuido en dos factores (Factores 2 y 6).

#### *Poder discriminante de los ítems*

La preparación de los datos para este análisis pone en evidencia que 48 de los 90 ítems presentaron un “efecto suelo”:

- En 12 ítems, más del 75% de los casos puntúan 0 (seis de ellos corresponden a la escala *Bulimia*, tres



**Tabla 4.**

Solución factorial correspondiente al análisis factorial para los 65 ítems de las escalas de características psicológicas.

Ítem (Escala original)	1	2	3	4	5	6	7	8
	<i>Problemas Interpersonales</i>	<i>Ineficacia 1</i>	<i>Exceso de Control</i>	<i>Déficit Interoceptivo</i>	<i>Desregulación Emocional 1</i>	<i>Ineficacia 2</i>	<i>Miedo a Madurar</i>	<i>Desregulación Emocional 2</i>
15 (II)	.666							
17 (IA)	.672							
23 (II)	.518							
30 (IA)	.492							
34 (II)	.423			.317				
54 (IA)	.396							
57 (II)	.690							
69 (II)	.484							
73 (II)	.651							
76 (IA)	.542							
87 (II)	.388							
89 (IA)	.418					.346		
10 (LSE)		.884						
<b>13 (PE)</b>		<b>.304*</b>						
18 (PA)		.786						
24 (PA)		.452						
27 (LSE)		.943						
41 (LSE)		.480	.306			.301		
56 (PA)		.669						
84 (PA)		.802						
<b>90 (ED)</b>		<b>.556*</b>						
<b>3 (MF)</b>			<b>.428*</b>					
36 (PE)			.446					
<b>40 (ID)</b>			<b>.460*</b>					
52 (PE)			.473			-.365		
63 (PE)			.474			-.457		
66 (AS)			.404					
68 (AS)			.557					
75 (AS)			.364					
78 (AS)			.579					
82 (AS)			.355					
86 (AS)			.586					
8 (ID)				.444				
21 (ID)				.472				
26 (ID)	.316			.500				
33 (ID)		.444		.491				
44 (ID)				.467				
51 (ID)				.594				
60 (ID)				.675				
77 (ID)				.300				
<b>91 (PA)</b>				<b>.305*</b>				
65 (IA)								
67 (ED)					.548			

**Tabla 4.**

Solución factorial correspondiente al análisis factorial para los 65 ítems de las escalas de características psicológicas.

Ítem (Escala original)	1	2	3	4	5	6	7	8
	Problemas Interpersonales	Ineficacia 1	Exceso de Control	Déficit Interoceptivo	Desregulación Emocional 1	Ineficacia 2	Miedo a Madurar	Desregulación Emocional 2
70 (ED)					.438			
74 (IA)								
79 (ED)					.490			
83 (ED)					.665			
85 (ED)					.686			
20 (PA)						.430		
<b>29 (PE)</b>						<b>-.353*</b>		
37 (LSE)						.501		
42 (LSE)						.556		
<b>43 (PE)</b>						<b>-.383*</b>		
50 (LSE)						.474		
80 (PA)						.402		
88 (AS)							.488	
6 (MF)							.650	
14 (MF)							.325	
22 (MF)							.398	
35 (MF)							.648	
39 (MF)							.376	
48 (MF)								.756
58 (MF)			-0.323					.950
72 (ED)								
81 (ED)								
Método	Máxima verosimilitud / Promax							
Autovalores	12.395	3.984	2.771	2.337	2.164	1.807	1.705	1.516
% de varianza explicada	19.070	6.129	4.263	3.595	3.329	2.781	2.624	2.332
% de varianza total explicada	44.122							

Nota. Método de extracción: Máxima Verosimilitud. Método de rotación: Promax. Matriz de configuración.

Para el análisis se eliminaron las cargas inferiores a .30 siendo un criterio adecuado para el tamaño muestral (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1999).

DT=Búsqueda de Delgadez; B=Bulimia; BD=Insatisfacción Corporal; LSE=Baja Autoestima; PA=Alienación Personal; II=Inseguridad Interpersonal; IA=Desconfianza Interpersonal; ID=Déficit Interoceptivo; ED=Desregulación Emocional; PE=Perfeccionismo; AS=Ascetismo; MF=Miedo a Madurar.

\* Los ítems cargaron en una escala o índice diferentes a los hipotetizados.

a *Desregulación Emocional* -dos de ellos vinculados con consumo de sustancias-, dos a *Alienación Interpersonal* y uno a *Ascetismo*).

- En 36 ítems, más del 75% de los casos puntúan entre 0 y 1. Este inconveniente se encuentra con mayor frecuencia en ítems correspondientes a las escalas de *Ascetismo*, *Desconfianza Interpersonal* y *Alienación Interpersonal*.

Estos datos, sumados a los índices de asimetría

superiores a 1, muestran dificultades discriminantes en población general para la escala de *Bulimia* (comprensible por ser la más sintomática), *Alienación Personal*, *Ascetismo*, *Desregulación Emocional*, *Desconfianza interpersonal* y *Déficit Interoceptivo*.

Sin embargo, otra técnica de evaluación de la capacidad discriminante de los ítems indicó un adecuado poder discriminante de todos los ítems. Para la realización de esta técnica se conformaron dos gru-

pos por cada uno de los ítems: puntajes bajos (primer intercuartil) y puntajes altos (cuarto intercuartil). Posteriormente se realizó una prueba *t* de student comparando las medias de ambos grupos en la escala a la que corresponde cada ítem. Para todos los ítems se encontraron diferencias estadísticamente significativas ( $p < .05$ ).

## Discusión

El presente estudio tuvo como objetivo explorar la estructura factorial y la consistencia interna del EDI-3 en adolescentes mujeres de población general. A partir de los análisis realizados, se observó que la estructura factorial general de 12 factores no resultó adecuada para la muestra utilizada en el presente estudio. Estos resultados difieren de los hallados por Clausen et al. (2011), quienes encontraron un buen ajuste a esta estructura en una muestra de mujeres de población clínica y población general de Dinamarca. Si bien en dicha investigación la evaluación de la estructura factorial se llevó a cabo separadamente en población clínica y en población general, no se especifica sobre cuál de los dos grupos se obtuvo este resultado. En el presente estudio, el análisis de los datos se llevó a cabo a partir de una muestra de población general, diferente de la población para la que el instrumento fue originalmente diseñado. Resulta esperable, por lo tanto, que las dimensiones no presenten una variabilidad tan amplia como en la población meta del instrumento (población clínica) y en consecuencia, se dificulte la configuración de factores claramente diferenciados.

En esta línea, diversos estudios indican dificultades en el instrumento al aplicarse en población general. Limbert (2004) por ejemplo, señala esta limitación tras analizar las propiedades psicométricas de la primera versión de la escala en mujeres universitarias. En este mismo sentido, García Grau et al. (2010) al analizar la estructura factorial del EDI en adolescentes mujeres, concluyen que la estructura propuesta por Garner (2004) resulta adecuada únicamente al administrar el instrumento a población clínica.

Por el contrario, Joiner y Heatherton (1998) con-

firieron la estructura del EDI en una muestra de población general. Ahora bien, tal como menciona Limbert (2004), Joiner y Heatherton administraron sólo cinco de las ocho escalas del instrumento original, lo cual dificulta la generalización de estos resultados.

Por otra parte, las dificultades halladas en el presente estudio para dar cuenta de una estructura de 12 factores podría deberse a dos razones: 1) la complejidad de la conceptualización teórica de los constructos evaluados y 2) la alta correlación existente entre las distintas escalas que componen el instrumento.

A su vez, los inconvenientes observados en la estructura factorial son similares a los encontradas tanto en la versión original como en la adaptación española con población general, lo cual sería un indicio de que la estructura del instrumento conserva sólo parte de su estructura original al ser aplicado a población general.

Dadas las dificultades mencionadas al realizar un AFE incluyendo la totalidad de los ítems es razonable ensayar una segunda forma de análisis: llevar a cabo dos AFE, uno para los ítems de las escalas de riesgo y otro para los de las escalas psicológicas. Aunque los resultados fueron mejores que los obtenidos con la primera forma de análisis, en esta segunda forma presentaron, sin embargo, cierta ambigüedad.

En las tres escalas que constituyen el índice de *Riesgo de Trastorno Alimentario* se observó una buena estructura factorial. Por lo tanto, podemos decir que contamos con un instrumento que resulta válido estructuralmente para la evaluación del riesgo de trastornos alimentarios en población general, y en consecuencia, su detección temprana. La complejidad factorial hallada en algunos de los ítems puede deberse a la asociación natural de las dimensiones que constituyen el riesgo de trastorno alimentario.

Los resultados del AFE sobre los ítems de las escalas psicológicas resultan menos claros. En la estructura de ocho factores los ítems no coinciden en todos los casos con las escalas hipotetizadas por Garner (2004). Sin embargo, resulta adecuada la estimación de tres Índices (*Problemas Interpersonales*, *Exceso de Control e Ineficacia*) y la sumatoria de todas las escalas psicológicas (*Índice de Desajuste Psicológico*).

co General) correlaciona moderadamente ( $r = .575$ ) con el Índice de *Riesgo de Trastorno Alimentario*.

La dificultad hallada a nivel de las escalas permite, por lo tanto, plantear la siguiente alternativa: o bien interpretar los resultados simplemente a nivel de los índices, o bien considerar una revisión de los ítems que componen dichas escalas. Urzúa et al. (2009), también encontraron problemas al analizar la estructura factorial del EDI-2 en una muestra de adolescentes escolarizados de Chile. A partir de los resultados obtenidos los autores sugieren profundizar el análisis de los ítems y de la estructura factorial del instrumento.

Las escalas *Déficit Interoceptivo*, *Desregulación Emocional* y *Miedo a Madurar*, por el contrario, presentaron una delimitación clara a partir del AFE. Sin embargo, teniendo en cuenta sus niveles de confiabilidad, las mismas podrían ser reconsideradas a los fines de incrementar su consistencia interna en población general. El AFE sugiere además, que deberían separarse los dos ítems de la escala de *Desregulación Emocional* que aluden a consumo (ítems 72 y 81). El buen comportamiento observado en los ítems que componen la escala *Miedo a Madurar* coincide con los resultados obtenidos en otros estudios (Leung, Wang, & Wai-Yee, 2004; Van Strieng & Ouwen, 2003). Al igual que en el presente estudio, García Grau et al. (2010) observaron un factor conformado únicamente por los ítems 72 y 81 a partir de lo cual los autores proponen incluir otros ítems de evaluación de consumo de sustancias.

El análisis de la capacidad discriminante indicó que, más allá de la adecuación del instrumento para ser utilizado con fines de tamizaje de trastornos alimentarios, al ser aplicado en población general, presenta ciertas insuficiencias discriminantes.

El “efecto suelo” aparece en cinco de las nueve escalas psicológicas y en la más sintomática de las escalas de riesgo (*Bulimia*). Al tratarse de un instrumento diseñado para la evaluación de población clínica con trastornos alimentarios, los ítems están preparados para niveles altos de los rasgos psicológicos evaluados, no así para los niveles medios o bajos que pueden encontrarse en población general. Por este motivo, la utilización del inventario para el es-

tudio de los rasgos psicológicos que anteceden a los trastornos alimentarios en población general resulta, como es esperable, menos adecuada que su empleo para la evaluación de perfiles psicológicos en población clínica. Sin embargo, es importante destacar que cuatro escalas psicológicas (*Baja Autoestima*, *Alienación Interpersonal*, *Miedo a Madurar* y *Perfeccionismo*) presentaron una buena capacidad discriminante.

Los resultados obtenidos en el presente estudio apoyan el uso del EDI-3 con fines de promoción y prevención de trastornos alimentarios, ya que, como se ha señalado anteriormente, las escalas de riesgo serían adecuadas para la detección de casos, en tanto que las escalas psicológicas que no presentan “efecto suelo” podrían ser útiles para evaluar cambios producidos a partir de intervenciones preventivas.

Como perspectiva de investigación, sería interesante llevar a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC). La posibilidad de llevar a cabo AFC en subgrupos con distintos niveles de riesgo de trastorno alimentario permitiría, además, evaluar si la estructura factorial del instrumento mejora a medida que incrementa el riesgo.

Por último, es necesario señalar como limitaciones de esta investigación que el estudio se realizó con una muestra de tipo intencional, lo cual no hace posible la generalización de los resultados. Por otra parte, quedaron excluidos aquellos sujetos que no están insertos en el sistema escolar.

**Agradecimientos:** Deseamos agradecer la colaboración de los siguientes profesionales: Leonora Lievendag, Ana María Armatta, Jesica Custodio, Marina Galarregui, Marina Diez, Julieta López, Paula Salaberry, Tatiana Estefan, Mariana Miracco, Raúl Barrios, Guido Cruz, Laura Kasangian, Cecilia Amitrano, Celeste Goedelmann y Viviana Jalife. También deseamos agradecer la colaboración de los estudiantes, padres, docentes, personal y autoridades de cada una de las escuelas que participaron del estudio.

## Referencias

Casullo, M.M., & Pérez, M. (2003). *El Inventario de Conductas Alimentarias*. ICA. Departamento de Pu-

- blicaciones. Facultad de Psicología. UBA.
- Cea D'Ancona, M. (1998). *Metodología cuantitativa: Estrategias y técnicas de investigación social*. Madrid: Editorial Síntesis.
- Clausen, L., Rosenvinge, J. H., Friborg, O., & Rokkedal, K. (2011). Validating the Eating Disorder Inventory-3. A comparison between 561 female eating disorders patients and 878 females from the general population. *Journal of Psychopathology Behavioral Assessment*, 33, 101-110.
- Elosua, P., López-Jáuregui, A., & Sánchez-Sánchez, F. (2010). *Manual técnico con la adaptación al euskera del Eating Disorder Inventory-3*. Madrid: TEA Ediciones.
- Eberenz, K. P., & Gleaves, D. H. (1994). An examination of internal consistency and factor structure of the Eating Disorder Inventory-2 in a clinical sample. *International Journal of Eating Disorders*, 16(4), 371-379.
- Fisher, M. (2003). The course and outcome of eating disorders in adults and in adolescents: a review. *Adolescent Medicine Clinics*, 14 (1), 149-58.
- Franco Paredes, K., Alvarez Rayón, G. L., & Ramírez Ruelas, R. E. (2011). Instrumentos para trastornos del comportamiento alimentario validados en mujeres mexicanas: Una revisión de la literatura. *Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios*, 2, 148-164.
- García-Grau, E., Fusté, A., Mas, N., Gómez, J., Bados, A., & Saldaña, C. (2010). Dimensionality of the three versions of the Eating Disorder Inventory in adolescent girls. *European Eating Disorder Review*, 18, 318-327.
- Garner, D. M. (1991). *Eating disorder inventory-2: Professional manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Garner, D. M. (2002). Measurement of eating disorder psychopathology. In C. G. Fairburn & K. D. Brownell (Eds.), *Eating disorders and obesity: A comprehensive handbook, 2nd Ed.* (141-146). New York: The Guilford Press.
- Garner, D. M. (2004). *Eating Disorder Inventory-3 Professional manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Garner, D. M., & Keiper, C. D. (2010). Eating disorders. *Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios*, 1(1), 1-26.
- Garner, D. M., Olmstead, M. P., & Polivy, J. (1983). Development and validation of a multidimensional eating disorder inventory for anorexia nervosa and bulimia. *International Journal of Eating Disorders*, 2, 15-34.
- Hair, J.F., Anderson, R.E., Tatham, R.L., & Black, W.C. (1999). *Análisis Multivariante*. Madrid: Prentice Hall Iberia.
- Herrero, M. & Viña, C.M. (2005). Conductas y actitudes hacia la alimentación en una muestra representativa de estudiantes de secundaria. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(1), 67-83.
- Hudson, J. I., Hiripi, E., Pope, H. G., & Kessler, R. C. (2007). The prevalence and correlates of eating disorders in the National Comorbidity Survey Replication. *Biological Psychiatry*, 61(3), 348-358.
- Joiner, T., & Heatherton, T. (1998). First- and second-order factor structure of five subscales of the Eating Disorder Inventory. *International Journal of Eating Disorders*, 23, 189-198.
- Keel, P. K., & Brown, T. A. (2010). Update on course and outcome in eating disorders. *International Journal of Eating Disorders*, 43(3), 195-204.
- Leung, F., Wang, J., & Wai-ye Tang, C. (2004). Psychometric properties and normative data of the Eating Disorder Inventory among 12 to 18 year old Chinese girls in Hong Kong. *Journal of Psychosomatic Research*, 57, 59-66.
- Limbirt, C. (2004). The Eating Disorder Inventory: A test of the factor structure and internal consistency in a nonclinical sample. *Health Care for Women International*, 25(2), 165-178.
- Martínez Arias, R (1996). *Psicometría: Teoría de los Test Psicológicos y Educativos*. Madrid, España: Editorial Síntesis.
- Muro-Sans, P., & Amador-Campos, J. A. (2007). Prevalence of eating disorders in a Spanish community adolescent sample. *Eating Weight Disorders*, 12, 1-6.
- Rutzstein, G., Maglio, A.L., Armatta, A.M., Leonardelli, E., López, P., Marola, M.E., Moiseeff, C., Murawski, B., Redondo, G., & Schmidt, V. (2006). Adaptación lingüística y conceptual del Eating Disorder Inventory-3 (Garner, 2004). Un estudio piloto. *Memorias de las XIII Jornadas de Investigación. Facultad de Psicología – Universidad de Buenos Aires y Segundo Encuentro de Investigadores en Psicología del MERCOSUR “Paradigmas, Métodos y Técnicas”*, 3, 75-77.
- Rutzstein, G., Murawski, B., Elizathe, L., & Scappatura, M. L. (2010). Trastornos alimentarios: detección en adolescentes mujeres y varones de Buenos Aires. Un estudio de doble fase. *Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios*, 1(1), 48-61.

- Sociedad Argentina de Pediatría (1986). *Criterios de diagnóstico y tratamiento. Crecimiento y desarrollo*. Buenos Aires: Roemmers.
- Unikel, C., Bojorquez, I., Carreño, S., & Caballero, A. (2006). Validación del Eating Disorder Inventory en una muestra de mujeres mexicanas con trastorno de la conducta alimentaria. *Salud Mental, 29*, 44-51.
- Urzúa, A., Castro, S., Lillo, A., & Leal, P. (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.
- Van Strien, T., & Ouwens, M. (2003). Validation of the Dutch EDI-2 in one clinical and 2 non clinical populations. *European Journal of Psychological Assessment, 19*, 66-84.
- WHO (2007) *Growth reference data for 5-19 years*. Extraído de: <http://www.who.int/growthref/en/> el 15/12/2012.