

## Factores de riesgo asociados a los trastornos de la conducta alimentaria en preadolescentes mexicanos con normopeso

Patricia Trujano Ruiz, Manuel de Gracia Blanco\*, Carlos Nava Quiróz, María Marcó Arbonès\*  
y Gilberto Limón Arce  
Universidad Nacional Autónoma de México y \* Universidad de Gerona

Este estudio tuvo como objetivo identificar las diferencias en autoestima corporal, autoestima general y actitudes hacia la alimentación en una muestra representativa de niños/as de 9-12 años escolarizados en México DF. El modelo de regresión logística incorporó las variables sexo, autoestima general, IMC, edad y discrepancia entre la imagen percibida y la ideal. Los participantes con un mayor riesgo de presentar TCA fueron niñas con: a) una menor autoestima general; b) un IMC en la franja alta del intervalo de normopeso; c) una mayor discrepancia negativa entre la imagen percibida y la ideal; y d) de edades comprendidas entre los 11-12 años. Una mayor autoestima general actuaría como un factor protector de los TCA, mientras que el deseo de tener un cuerpo ideal más delgado que el real sería un factor de riesgo.

*Risk factors associated with eating disorders in Mexican preadolescents with normal weight.* This study aimed to identify the differences in body self-esteem, general self-esteem and eating attitudes in a representative sample of children, aged 9-12 years, attending school in México DF. The logistic regression model incorporated the variables of sex, general self-esteem, BMI, age and discrepancy between the perceived image and the ideal image. Participants with an increased risk of eating disorders were girls: a) with less general self-esteem; b) BMI at the upper range of normal weight; c) greater negative discrepancy between perceived and ideal image; d) aged 11-12 years. Higher general self-esteem would act as a protector for eating disorders, while the desire for a thinner ideal body would be a risk factor.

Los trastornos en los comportamientos y actitudes alimentarias (TCA) afectan a niños y niñas en edades cada vez más tempranas (Hill, 1993; Smolak y Levine, 1994). Aunque las tasas de prevalencia de los trastornos de la alimentación en preadolescentes son bajas (Lask y Bryant-Waugh, 2000), la prevalencia del síndrome de trastornos parciales son elevadas (entre un 4-10%) (Erickson y Gerstle, 2007; Killen et al., 1994; Shisslak, Crago y Estes, 1995). Además, existe consenso en que las formas subclínicas de los trastornos de la alimentación son ya un problema común reconocido en la práctica clínica habitual (Thompson y Smolak, 2001).

Un estudio longitudinal de cohortes, realizado en Suecia de 1995 a 1999 con niñas preadolescentes (Halvarsson, Lunner, Westerberg, Anteson y Sjöden, 2002), encontró que un marcado aumento del deseo de estar más delgada era ya evidente entre los 10 y 14 años, y que entre los 9 y 13 se constataba un incremento significativo de intentos de dieta. Las puntuaciones del CHEAT fueron significativamente mayores en niñas de 11 años de edad en 1999 que en 1995, y se observó una tendencia creciente en el

deseo de estar delgadas y en los intentos de hacer dieta en niñas de 9 a 14 años.

En otro estudio realizado con niñas de 10 a 14 años se halló que el 29,3% estaba tratando de perder peso en la actualidad, y que el 10,5% había puntuado igual o por encima del umbral para el diagnóstico clínico de TCA (McVey, Tweed y Blackmore, 2004). Una investigación realizada en España subrayó que entre un 3.5-7% de niños y niñas preadolescentes de entre 8-12 años se situaban por encima del punto de corte del Cheat de posible riesgo de TCA (de Gracia, Marcó y Trujano, 2007).

En un estudio longitudinal Gardner, Stark, Friedman y Jackson (2000) hallaron que una mayor discrepancia entre la forma corporal percibida y la forma ideal era un predictor significativo de puntuaciones más elevadas en TCA, y que estos juicios discrepantes aparecían en torno a los 11 y 12 años. También la baja autoestima corporal se ha asociado al riesgo de TCA en la preadolescencia (Ericksson y Gerstle, 2007). Se ha encontrado que la autoestima corporal disminuye de los 8-9 años a los 10-11 años, y que una mayor autoestima correlaciona negativamente con los TCA en niñas de 6 a 11 años (McVey, Pepler, Davis, Flett y Abdoell, 2002).

En uno de los primeros estudios realizados en México con niñas de 11 años se destacaron como factores de riesgo la distorsión e insatisfacción precoz con la imagen corporal, así como una fuerte motivación y disposición favorable hacia la delgadez (Gómez, 1997).

Por otra parte, diversos estudios han insistido en la importancia de que las investigaciones se centren en los riesgos específicos y los factores protectores de los TCA que puedan ser modificados de forma eficaz (Halvarsson et al., 2002; Kotler, Cohen, Davies, Pine y Walsh, 2001; Stice, 2001).

En México los estudios sobre factores de riesgo en los TCA en niños y preadolescentes son aún limitados (Gómez, 1997; Saucedo, Escamilla, Portillo, Peña y Calderón, 2008), aunque ya evidencian parcialmente la importancia de los factores de riesgo señalados. A fin de identificar los posibles factores de riesgo asociados a la conducta alimentaria y trastornos de la imagen corporal en población preadolescente mexicana, esta investigación tuvo como objetivo identificar las diferencias en autoestima corporal, autoestima general y actitudes hacia la alimentación en una muestra representativa de niños y niñas escolarizados en México DF con normopeso, con edades comprendidas entre los 9-12 años.

### Método

#### Participantes

El marco muestral correspondió a 542.822 niños y niñas de entre 9 y 12 años escolarizados en México DF (Anuario Estadístico del Distrito Federal; INEGI, 2008). El tamaño de la muestra fue de 600 alumnos y se determinó para una proporción esperada del 50%, una precisión del 4% y un nivel de confianza del 95%. La selección de los participantes se realizó mediante un muestreo por conglomerados bietápico, con probabilidades proporcionales a los tamaños de las unidades de primera etapa (escuelas).

La media de edad de los participantes fue de 10,44 años (DE= 1,09; rango 9-12 años). El 4,3% (n= 26) de la muestra tenía infrapeso (ME= 14,87; DE= 1,16), el 64,5% (n= 387) normopeso (ME= 18,54; DE= 2,43) y el 31,2% (n= 187) sobrepeso (ME= 24,89; DE= 3,27). La media de edad para la muestra de estudio de participantes con normopeso fue de 10,35 años (DE= 1,09; rango 9-12 años), el 47,3% eran niños.

En la tabla 1 se presenta la distribución de la muestra de participantes con normopeso por edad y sexo.

#### Instrumentos

El protocolo de evaluación estuvo formado por los siguientes cuestionarios:

*Lawrence Self-Esteem Questionnaire (LAWSEQ)* (Lawrence, 1981; adaptación al español de Gracia, Marcó y Trujano, 2007). Es una medida global de la autoestima general específica para niños, que valora directamente la percepción que tiene el niño sobre su

valía y consideración personal. No contiene ítems que hagan referencia a la imagen ni a la satisfacción corporal, por lo que permite tratar la autoestima y la imagen corporal como variables separadas. La escala está formada por 16 ítems con tres posibles respuestas: «sí», «no», «no lo sé». Su puntuación media es de 9 puntos. Valores por encima o por debajo de una desviación estándar indican respectivamente alta o baja autoestima. Los resultados obtenidos en el estudio de adaptación al español indicaron una aceptable fiabilidad interna, con un  $\alpha = 0.67$  y correlaciones ítem-total comprendidas entre  $r = 0.61$  y  $r = 0.69$ .

*Body Esteem Scale (BES)* (Mendelson y White, 1982; adaptación al español de Gracia, Marcó y Trujano, 2007). Es un instrumento formado por 24 ítems que valoran autoestima corporal en niños mayores de 7 años. Consta de 24 ítems de respuesta dicotómica «sí» y «no» que recogen información sobre sentimientos o valoraciones acerca de la propia apariencia y de cómo creen que son valorados por los demás. La fiabilidad interna de la escala original fue de  $\alpha = 0.85$  y la fiabilidad interna de la adaptación española fue de  $\alpha = .80$ .

*Children Eating Attitude Test (ChEAT)* (Maloney, McGuire y Daniels, 1988; adaptación al español de Gracia, Marcó y Trujano, 2007). Instrumento que consta de 26 ítems tipo Likert que evalúan actitudes alimentarias, conductas de dieta y preocupación por la comida en niños. Para este trabajo se ha utilizado el valor de referencia habitual establecido por Maloney et al. (1988). Una puntuación total en la escala superior a 20 puntos indica la posible presencia de TCA (Guía de Práctica Clínica sobre Trastornos de la Conducta Alimentaria, 2009).

*Body Image Assessment (BIA)* (Collins, 1991; adaptación al español de Gracia, Marcó y Trujano, 2007). Escala visual en la que aparecen por separado 7 figuras de niños y 7 de jóvenes de ambos sexos que representan las curvas estándar de percentiles para el IMC en niños que van desde la representación de una figura muy delgada hasta una figura con sobrepeso, con un rango de puntuaciones de 1 (delgadez) hasta 7 (obesidad) con incrementos de .5 puntos. El BIA facilita un índice indicativo de las discrepancias entre las percepciones subjetivas de la imagen corporal real (IR), ideal (II), social (IS) y futura (IF). El coeficiente de fiabilidad de la escala de imagen real es de  $\alpha = 0.71$  y el de imagen ideal de  $\alpha = 0.59$  (Gardner y Brown, 2010).

*Índice de Masa Corporal (IMC)*: peso sobre altura al cuadrado. Siguiendo los criterios de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición realizada en México DF (2006) se establecieron como valores de referencia para la clasificación de los participantes con infrapeso, normopeso y sobrepeso las distribuciones de IMC y los criterios de clasificación propuestos por el Internacional Obesity Task Force (IOTF). Todos los participantes fueron medidos y pesados sin calzado y con la ropa puesta, siguiendo procedimientos estandarizados de medida (Himes y Dietz, 1994).

#### Procedimiento

Se obtuvo el consentimiento informado de los padres o tutores y de los directores de centro. La administración del protocolo de evaluación fue individual, heteroaplicada y anónima. Los participantes fueron pesados y medidos al finalizar la evaluación.

#### Análisis de datos

Estadísticos descriptivos de las variables principales de estudio. Análisis multivariante de la varianza (MANOVA) de las variables

Tabla 1  
Distribución de la muestra de participantes con normopeso por edad y sexo

	Niños (n= 183)	Niñas (n= 204)
9 años	49 (43%)	65 (57%)
10 años	46 (49,5%)	47 (50,5%)
11 años	52 (47,7%)	57 (52,3%)
12 años	36 (50,7%)	35 (49,3%)
$\chi^2 = 1,364$ ; $gl = 3$ ; $p = 0,714$		

de estudio estratificadas por edad, sexo y grupo de riesgo, se aplicaron contrastes para comparaciones múltiples. Modelo de regresión logística utilizando como variable dependiente la pertenencia o no al grupo de riesgo de TCA.

### Resultados

En total el 27,9% (n= 108) de los niños y niñas de 9 a 12 años con normopeso puntuó por encima del punto de corte del Cheat. La distribución de la muestra en función del punto de corte por edad y sexo indica que un 54,9% (n= 28) de los niños de entre 9 y 10 años puntuaron por encima del valor criterio, frente a un 61,4% (n= 35) de las niñas del mismo rango de edad. Un 45,1% (n= 23) de los niños de 11-12 años obtuvieron puntuaciones superiores al punto de corte, frente a un 38,6% (n= 22) de las niñas. No se hallaron diferencias significativas en la distribución de los participantes con

puntuaciones superiores al punto de corte del Cheat por rango de edad y sexo ( $X^2= 0,468$ ;  $gl= 1$ ;  $p= 0,494$ ).

El análisis multivariado de la varianza (MANOVA) incluyó como variables independientes el sexo, la edad categorizada en dos niveles (9-10 años y 11-12 años) y el riesgo de TCA a partir del punto de corte del Cheat (no riesgo  $\leq 20$  puntos; riesgo  $\geq 20$  puntos). Como variables dependientes se incluyeron en el análisis las puntuaciones de las escalas LAWSEQ, BES, BIA y el IMC.

En la tabla 2 se muestran los efectos intersujetos de las variables independientes y de las interacciones sexo por edad, sexo por grupo riesgo Cheat, edad por grupo riesgo Cheat y sexo por edad y por grupo riesgo Cheat. El test de significación multivariante de las diferencias entre los centroides de los diferentes grupos, lambda de Wilks, no fue significativo para la interacción sexo por grupos de riesgo de Cheat ( $\lambda= 0,98$ ;  $F= 0,63$ ;  $gl= 7$ ;  $p= 0,72$ ) y edad por grupos de riesgo ( $\lambda= 0,97$ ;  $F= 0,97$ ;  $gl= 7$ ;  $p= 0,31$ ).

	Rango Edad	Niños (n= 183)	Niñas (n= 204)	Efectos inter-sujetos F (tamaño del efecto $\eta^2$ )						
		Media (DE)	Media (DE)	Sexo	Edad	PCh	SxE	SxPCh	ExPCh	SxExPCh
LWSQ	9-10	15,56 (4,05)	14,12 (4,74)	5,53* (0,01)	0,64 (0,00)	58,13* (0,13)	3,15 (0,00)	1,05 (0,00)	0,52 (0,00)	2,95 (0,00)
	11-12	14,70 (4,42)	14,35 (3,57)							
BES	9-10	17,94 (3,19)	18,16 (3,74)	6,54* (0,01)	21,09* (0,05)	32,37* (0,07)	8,47 (0,02)	3,41* (0,00)	0,62 (0,00)	1,64 (0,00)
	11-12	17,17 (4,19)	15,52 (4,77)							
IMC	9-10	17,77 (2,16)	17,82 (2,44)	0,98 (0,00)	27,93* (0,06)	4,73* (0,01)	0,47 (0,00)	0,12 (0,00)	4,14* (0,01)	2,55 (0,00)
	11-12	19,38 (2,33)	19,39 (2,28)							
IR	9-10	3,89 (0,6)	4 (0,97)	4,18* (0,01)	4,79* (0,01)	0,001 (0,00)	0,63 (0,00)	1,07 (0,00)	0,22 (0,00)	0,70 (0,00)
	11-12	4,07 (0,6)	4,24 (0,75)							
II	9-10	3,78 (0,67)	3,51 (0,95)	3,87 (0,01)	4,67* (0,01)	1,54 (0,00)	0,18 (0,00)	0,26 (0,00)	0,35 (0,00)	4,14* (0,01)
	11-12	3,88 (0,65)	3,86 (0,76)							
IS	9-10	3,73 (1)	3,9 (1,31)	2,93 (0,00)	3,18 (0,00)	0,63 (0,00)	0,10 (0,00)	0,72 (0,00)	0,59 (0,00)	0,25 (0,00)
	11-12	4 (1,09)	4,17 (1,11)							
IF	9-10	3,47 (0,67)	3,25 (0,72)	8,58* (0,02)	5,38* (0,01)	0,58 (0,00)	0,002 (0,00)	0,17 (0,00)	0,06 (0,00)	0,001 (0,00)
	11-12	3,66 (0,59)	3,45 (0,69)							

LWSQ: Lawseq; BES: Body Esteem Scale; BIA: IR (Imagen real); II (Imagen ideal); IS (Imagen social); IF (Imagen futura)  
Pch: grupos Cheat; SxE: sexo  $\times$  edad; SxPCh: sexo  $\times$  grupos Cheat; ExPCh: edad  $\times$  grupos Cheat; SxExPCh: sexo  $\times$  edad  $\times$  grupos Cheat  
\*  $p < 0,05$

La magnitud de las diferencias observadas o tamaño del efecto ( $\eta^2$ ) entre las diferentes comparaciones fue bajo en todos los casos (Bray y Maxwell, 1985).

Los contrastes bivariados mostraron diferencias estadísticamente significativas para la autoestima general (LAWSEQ), autoestima corporal (BES), imagen real (IR) e imagen futura (IF) del BIA. Las puntuaciones medias en autoestima general indican una menor autoestima general en niñas (ME= 14,23; DE= 4,24) que la observada en niños (ME= 15,15; DE= 4,24) en ambos grupos de edad (F[387,1]= 4,54, p= 0,034). Los niños y niñas con puntuación superior al punto de corte del Cheat tuvieron una puntuación media en autoestima general significativamente menor (ME= 12,12; DE= 4,29) que la obtenida por el grupo de niños y niñas con puntuaciones por debajo del punto de corte (ME= 15,65; DE= 3,83) (F[385,1]= 61,7; p= 0,000). No se hallaron diferencias estadísticamente significativas entre la puntuación media de la autoestima corporal observada en el grupo de niñas de 9-10 años (ME= 18,16; DE= 3,74) y la observada en el grupo de niños de su misma edad (ME= 17,94; DE= 3,19) (F[205,1]= 0,191; p= 0,66). En cambio, la puntuación media en autoestima corporal fue significativamente menor en niñas de 11 a 12 años (ME= 15,52; DE= 4,77) que la observada en niños de esa misma edad (ME= 17,17; DE= 4,11) (F[179,1]= 6,12; p= 0,014). Para ambos sexos, la puntuación media en autoestima corporal disminuye significativamente de los 9-10 años (ME= 18,06; DE= 3,49) a los 11-12 años de edad (ME= 16,32; DE= 4,53) (F[385,1]= 18,02; p= 0,000). En el grupo de riesgo de niñas de 9-10 años se halló una puntuación media en autoestima corporal significativamente menor (ME= 16,51; DE= 3,60) que la observada en el grupo de niñas sin riesgo de su misma edad (ME= 18,9; DE= 3,58) (F[111,1]= 10,71; p= 0,001). Lo mismo sucede con el grupo de niñas de 11 a 12 años, con una puntuación media en autoestima corporal significativamente menor en el grupo de riesgo (ME= 12,31; DE= 5,16) que la obtenida en el grupo de niñas sin riesgo de esa edad (ME= 16,52; DE= 4,20) (F[90,1]= 15,01; p= 0,000). No se hallaron diferencias estadísticamente significativas en autoestima corporal entre los niños (ME= 16,37; DE= 3,07) y las niñas (ME= 14,89; DE= 4,70) de 9 a 12 años del grupo de riesgo (F[106,1]= 3,63; p= 0,59). En conjunto, los niños y niñas de 9 a 12 años del grupo de riesgo obtuvieron una puntuación media en autoestima corporal significativamente menor (ME= 15,59; DE= 4,06) que la obtenida por los niños y niñas de esa misma edad del grupo sin riesgo (ME= 17,59; DE= 3,92) (F[385,1]= 26,30; p= 0,000).

Respecto a la imagen ideal de BIA, los niños y niñas de 9-10 años eligen una imagen ideal media más delgada (ME= 3,64; DE= 0,85) que los niños y niñas de 11 a 12 años (ME= 3,87; DE= 0,70) (F[385,1]= 8,63; p= 0,003). No se observaron diferencias estadísticamente significativas en las puntuaciones medias de imagen ideal entre los niños de 9-10 años del grupo de riesgo (ME= 3,65; DE= 0,54) y los niños de la misma edad sin riesgo de TCA (ME= 3,84; DE= 0,72) (F[93,1]= 1,64; p= 0,20). Tampoco se encontraron diferencias en las medias de imagen ideal entre el grupo de riesgo de niños de 11-12 años (ME= 3,93; DE= 0,77) y los del grupo sin riesgo de su misma edad (ME= 3,87; DE= 0,60) (F[86,1]= 0,163; p= 0,688). En las niñas de 9-10 años no se hallaron diferencias significativas en imagen ideal entre el grupo de riesgo (ME= 3,57; DE= 1,02) y el grupo de niñas sin riesgo (ME= 3,49; DE= 0,93) (F[110,1]= 0,158; p= 0,692). Sí se hallaron diferencias en la franja de niñas de 11-12 años, donde la puntuación media en la imagen ideal en el grupo de riesgo es significativamente menor (ME=

3,56; DE= 0,99) que la obtenida en el grupo de niñas de 11-12 años sin riesgo (ME= 3,96; DE= 0,65) (F[90,1]= 4,64; p= 0,034). En ambos grupos de riesgo las niñas muestran una puntuación media en la selección de su imagen ideal significativamente menor (ME= 3,67; DE= 0,88) que los niños (ME= 3,83; DE= 0,66) (F[385,1]= 3,94; p= 0,048) en ambas franjas de edad (9-12 años). La puntuación media en la selección de la imagen futura fue significativamente mayor en los niños y niñas de 11-12 (ME= 3,55; DE= 0,65) que la obtenida en la franja de 9 a 10 años (ME= 3,35; DE= 0,70) (F[385,1]= 8,27; p= 0,004). Los niños y niñas del grupo de riesgo de 9-10 años presentaron una puntuación media del IMC significativamente mayor (ME= 18,54; DE= 2,41) que la hallada en el grupo sin riesgo de la misma edad (ME= 17,47; DE= 2,19) (F[205,1]= 9,87; p= 0,002) (Figura 1).

Se realizó un análisis multivariante en el que se utilizó como variable dependiente dicotómica el grupo de pertenencia según el punto de corte del Cheat («0» grupo sin riesgo y «1» grupo con riesgo TCA). Se incluyeron como variables predictoras el sexo, la puntuación de la autoestima general (LAWSEQ), la puntuación de la autoestima corporal (BES), el índice de masa, la edad recategorizada en dos grupos («0» entre 9 y 10 años y «1» entre 11 y 12 años), y los valores de la discrepancia entre la imagen ideal y la imagen real (DII-IR) y de la discrepancia entre la imagen social y la imagen real (DIS-IR). Así, los valores positivos de la variable DII-IR indican la elección de una figura ideal más voluminosa que la real, mientras que valores negativos indican la elección de una imagen ideal más delgada que la real. Del mismo modo, los valores positi-

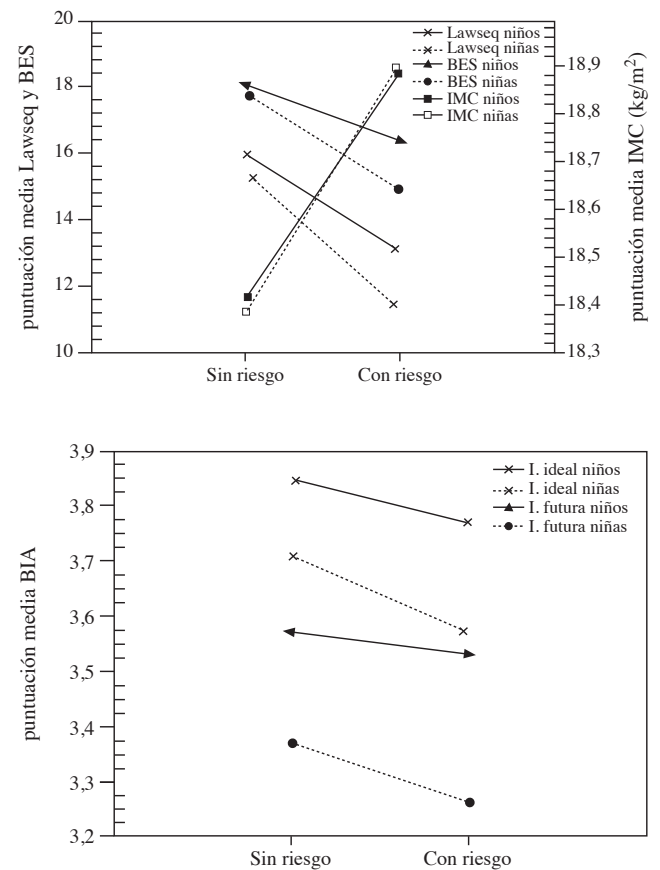


Figura 1. Gráficas de las puntuaciones medias para ambos sexos del Lawseq, BES, IMC e imagen ideal y futura del BIA por grupos de riesgo

vos de la variable DIS-IR indican una elección de la imagen social mayor que la imagen real (creen que son vistos por los demás como más gordos de lo que son), mientras que valores negativos indican una elección de la figura social más delgada que la real (creen que son vistos por los demás como más delgados de lo que son).

El modelo de regresión presentó índices de bondad de ajuste que confirman la validez del modelo (-2 Log Likelihood y Goodness of fit,  $p < 0,05$  y Model Chi-square e Improvement,  $p < 0,05$ ). En la tabla 3 se presentan los resultados, donde se observa que las variables significativas fueron la autoestima general, el IMC, la edad y la variable DII-IR. Los valores negativos de  $\beta$  para las variables autoestima general y DII-IR indican que el incremento en sus valores disminuye el riesgo de presentar un TCA. Así, en igualdad del resto de variables, a mayor autoestima general menor riesgo de TCA. También una discrepancia positiva entre la IR y la II (elegir una imagen ideal mayor que la imagen real) sería predictiva de un menor riesgo de TCA. Los valores positivos de  $\beta$  para edad e IMC indican que un incremento en sus valores aumenta el riesgo de TCA. Pertenecer al grupo de mayor edad (11-12 años) o tener un mayor IMC aumentaría el riesgo de TCA.

Tabla 3  
Modelo de regresión logística

	$\beta$	Wald	gl	P	Odds Ratio	IC 95%	
						Inferior	Superior
Sexo (niñas)	0,284	1,189	1	0,276	1,328	0,798	2,211
LAWSEQ	-0,185	29,319	1	0,000	0,831	0,778	0,889
BES	-0,061	3,053	1	0,081	0,940	0,878	1,008
IMC	0,137	4,682	1	0,030	1,147	1,013	1,299
Edad (11-12 años)	0,578	4,263	1	0,039	1,783	1,030	3,088
DII-IR (positiva)	-0,701	3,894	1	0,048	0,496	0,247	0,995
DIS-IR	0,182	0,319	1	0,572	1,199	0,639	2,250
Constante	0,670	0,234	1	0,628	1,954		

### Discusión y conclusiones

Los resultados obtenidos con una muestra representativa de niños y niñas de 9 a 12 años escolarizados de México DF corroboran la alta prevalencia combinada de sobrepeso y obesidad en el país. Un 31,2% de los participantes de ambos sexos se situaron en el intervalo de sobrepeso. Los estudios epidemiológicos realizados en conjunto en México estiman una prevalencia combinada del sobrepeso/obesidad entre los 5 y 11 años del 26% para ambos sexos.

Por otro lado, los resultados señalan que un 27,9% de la muestra de participantes con normopeso estaría en riesgo de desarrollar un TCA. Una prevalencia muy superior a la hallada en otros estudios realizados con el Cheat como instrumento de cribaje (De Gracia et al., 2007; McVey, Tweed y Blackmore, 2004).

Además, los niños manifiestan una mayor autoestima general que las niñas. Sin embargo, tanto los niños como las niñas del grupo de riesgo de TCA presentaron una menor autoestima general que sus iguales del grupo sin riesgo. No obstante, en todos los casos las puntuaciones medias de autoestima general se sitúan por encima del valor medio de la escala Lawseq, indicativo de una buena autoestima general.

Los resultados indican también que la autoestima corporal disminuye con la edad en ambos sexos y que, en conjunto, los niños y niñas del grupo de riesgo tienen una menor autoestima corporal que los del grupo sin riesgo, coincidiendo con resultados similares a los hallados en otros estudios (McVey, Pepler, Davis, Flett y Abdoell, 2002). En ambos grupos de riesgo, las niñas de 9 a 12 años eligen una imagen ideal media significativamente más delgada que los niños. Esta preferencia es todavía más acusada en las niñas de 11-12 años del grupo de riesgo de TCA. Estos resultados coinciden parcialmente con los hallados por Sands y Wardle (2003), que concluyen que en niñas de estas edades ya se observa la interiorización de las formas corporales ideales y una muy estrecha relación con la insatisfacción del propio cuerpo. Estos hallazgos son similares a los hallados en estudios previos con preadolescentes mexicanas (Austin y Smith, 2008; Muñoz, Jiménez y Moreno, 2008).

Los resultados de nuestro estudio también indican que los niños de 11-12 años prefirieron una imagen ideal más voluminosa, mientras que las niñas de esa misma franja de edad eligieron figuras ideales más delgadas. Una explicación plausible de por qué los niños de esa edad seleccionan una figura ideal más gruesa podría deberse al hecho constatado de que los niños quieren tener un cuerpo más musculoso (Schur, Sanders y Steiner, 2000). En conjunto, los resultados obtenidos sobre las discrepancias entre la imagen percibida y la ideal apoyan los obtenidos por Gardner, Stark, Friedman y Jackson (2000). Tanto los niños como las niñas de 10-12 años proyectan una imagen futura más voluminosa que sus iguales de menor edad, anticipando de este modo las formas corporales de la adolescencia (Wood, Becker y Thompson, 1996).

Los resultados del modelo de regresión logística indican que los participantes con un mayor riesgo de presentar TCA serían niñas con: a) una menor autoestima general; b) un IMC en la franja alta del intervalo de normopeso; c) una mayor discrepancia negativa entre la imagen percibida y la ideal (DIR-II); y d) con edades entre los 11 y los 12 años. De otro modo, una mayor autoestima general actuaría como un factor protector de TCA, mientras que el deseo de tener un cuerpo ideal más delgado que el real sería un factor de riesgo. Esta relación ya había sido evidenciada en otros estudios con preadolescentes (Vander Wal y Thelen, 2000) y con mujeres jóvenes (Anton, Perri y Riley, 2000), que destacaban el valor predictivo de estas discrepancias con el desarrollo de TCA.

Estos resultados pueden ser útiles en los programas de intervención primaria en preadolescentes, al permitir diseñar estrategias dirigidas a aumentar los factores protectores como la autoestima general, e identificar los factores de riesgo como el grado de discrepancia entre la imagen percibida y la ideal. Futuras investigaciones deberían orientarse a desarrollar un modelo más amplio donde, además de los factores recogidos en este trabajo y los destacados por la literatura, se integrasen otros factores de tipo emocional, nutricional y familiar que pueden ser precursores de los TCA en la infancia y preadolescencia.

Entre las limitaciones del estudio cabe señalar su carácter transversal y la representación muestral acotada a México DF.

### Agradecimientos

Este trabajo forma parte del proyecto de investigación «Imagen corporal y género», desarrollado en el marco del convenio interinstitucional de colaboración científica número 9545-500-25-IX-00, firmado por la Universidad de Gerona (UdG), España, y la FES Izcatlaca de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM).



## Referencias

- Anton, S., Perri, M., y Riley, J. (2000). Discrepancy between actual and ideal body images. *Eating Behaviors, 1*, 153-160.
- Anuario Estadístico del Distrito Federal (INEGI) (2008). Informe anual del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México.
- Austin, J., y Smith, J. (2008). Thin ideal internalization in mexican girls: A test of the sociocultural model of eating disorders. *International Journal of Eating Disorders, 41*, 448-457.
- Bray, J., y Maxwell, S. (1985). *Multivariate analysis of variance (Quantitative Applications in the Social Sciences)*. Sage Publications, Inc.: Beverly Hills.
- Collins, M. (1991). Body figure perceptions and preferences among pre-adolescent children. *International Journal of Eating Disorders, 10*, 199-208.
- De Gracia, M., Marcó, M., y Trujano, P. (2007). Factores asociados a la conducta alimentaria en preadolescentes. *Psicothema, 19*(4), 646-653.
- Erickson, S., y Gerstle, M. (2007). Developmental considerations in measuring children's disordered eating attitudes and behaviors. *Eating Behavior, 8*(2), 224-235.
- Gardner, R., y Brown, D. (2010). Body image assessment: A review of figural drawing scales. *Personality and Individual Differences, 48*(3), 107-111.
- Gardner, R., Stark, K., Friedman, B., y Jackson, N. (2000). Predictors of eating disorder scores in children ages 6 through 14: A longitudinal study. *Journal of Psychosomatic Research, 49*, 199-205.
- Gómez, G. (1997). Alteraciones de la imagen corporal en una muestra de escolares mexicanos preadolescentes. *Revista Mexicana de Psicología, 14*(1), 31-40.
- Guía de Práctica Clínica sobre Trastornos de la Conducta Alimentaria. Ministerio de Sanidad y Consumo, Madrid, 2009.
- Halvarsson, K., Lunner, K., Westerberg, J., Anteson, F., y Sjöden, P. (2002). A longitudinal study of the development of dieting among 7-17-year-old Swedish girls. *International Journal of Eating Disorders, 31*(1), 32-42.
- Hill, A. (1993). Pre-adolescent dieting: Implications for eating disorders. *International Review of Psychiatry, 5*, 87-100.
- Himes, J., y Dietz, W. (1994). Guidelines for overweight in adolescent preventive services: Recommendations from an expert committee. The Expert Committee on Clinical Guidelines for Overweight in Adolescent Preventive Services. *American Journal of Clinical Nutrition, 59*(2), 307-316.
- Killen, J., Hayward, C., Wilson, D., Taylor, C., Hammer, L., Litt, I., et al. (1994). Factors associated with eating disorder symptoms in a community sample of 6th and 7th grade girls. *International Journal of Eating Disorders, 15*, 357-367.
- Kotler, L., Cohen, P., Davies, M., Pine, D., y Walsh, B. (2001). Longitudinal relationships between childhood, adolescent and adult eating disorders. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry, 40*, 1434-1440.
- Lask, B., y Bryant-Waugh, R. (Eds.) (2000). *Anorexia nervosa and related eating disorders in childhood and adolescence*. Hove, England: Psychology Press.
- Lawrence, D. (1981). The development of a self-esteem questionnaire. *British Journal Educational Psychology, 51*, 245-251.
- Maloney, M., McGuire, J., y Daniels, S. (1988). Reliability testing of a children's version of Eating Attitude Test. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry, 27*, 541-543.
- McVey, G., Pepler, D., Davis, R., Flett, G., y Abdoell, M. (2002). Risk and protective factors associated with disordered eating during early adolescence. *Journal of Early Adolescence, 22*, 75-95.
- McVey, G., Tweed, S., y Blackmore, E. (2004). Dieting among preadolescent and young adolescent females. *Canadian Medical Association Journal, 170*, 1559-1561.
- Mendelson, B., y White, D. (1982). Relation between body-esteem and self-esteem of obese and normal children. *Perceptual and Motor Skills, 54*(3), 899-905.
- Muñoz, M., Jiménez, I., y Moreno, M., (2008). Reputación conductual y género en la adolescencia. *Anales de Psicología, 24*(2), 334-340.
- Sands, E., y Wardle, J. (2003). Internalization of ideal body shapes in 9-12 year-old girls. *International Journal of Eating Disorders, 33*, 193-204.
- Saucedo, T., Escamilla, T., Portillo, I., Peña, A., y Calderón, Z. (2008). Distribution and relation of risk factors associated with eating disorders in a sample of pubescents, males and females, to 11-15 years old from Hidalgo, México. *Revista de Investigación Clínica, 60*(3), 231-240.
- Schur, A., Sanders, M., y Steiner, H. (2000). Body dissatisfaction and dieting in young children. *International Journal of Eating Disorders, 27*, 74-82.
- Shisslak, C., Crago, M., y Estes, L. (1995). The spectrum of eating disturbances. *International Journal of Eating Disorders, 18*, 209-219.
- Smolak, L., y Levine, M. (1994). Psychometric properties of the children's Eating Attitude Test. *International Journal of Eating Disorders, 16*, 275-282.
- Stice, E. (2001). A prospective test of the dual-pathway model of bulimic pathology: Mediating effects of dieting and negative affect. *Journal of Abnormal Psychology, 110*, 124-135.
- Thompson, J., y Smolak, K. (2001). Introduction. En J.K. Thompson y L. Smolak (Eds.): *Body image, eating disorders and obesity in youth: Assessment, prevention and treatment* (pp. 1-18). Washington, DC: American Psychological Association.
- Vander Wal, J., y Thelen, M. (2000). Predictors of body image dissatisfaction in elementary-age school girls. *Eating Behaviors, 1*, 105-122.
- Wood, K., Becker, J., y Thompson, J. (1996). Body image dissatisfaction in preadolescent children. *Journal of Applied Developmental Psychology, 17*, 85-100.