

Validación del peso y la talla autodeclarados en población adolescente

I. Galán / A. Gandarillas / C. Febrel / C.M. Meseguer

Servicio de Epidemiología. Dirección General de Salud Pública. Consejería de Sanidad de la Comunidad de Madrid.

Correspondencia: Dr. Iñaki Galán Labaca. Dirección General de Salud Pública. C/ O'Donnell, 52, 2.ª planta. 28009 Madrid.
Correo electrónico: inaki.galan@comadrid.es

Recibido: 5 de febrero de 2001
Aceptado: 27 de agosto de 2001

(Validation of self-reported weight and height in an adolescent population)

Resumen

Fundamento: Examinar la relación entre el peso y la talla autodeclarados y las medidas antropométricas objetivas en la población adolescente, con objeto de evaluar su validez para poder estimar la prevalencia del índice de masa corporal (IMC) bajo (percentil ≤ 15) y elevado (percentil ≥ 85) en la población estudiada.

Sujetos y método: La información del peso y la talla autodeclarados y objetivos se ha obtenido en una muestra representativa de 3.244 adolescentes entre 15 y 18 años escolarizados en centros de enseñanza secundaria de la Comunidad de Madrid. Se estima el error relativo medio, la correlación entre parámetros subjetivos y objetivos, así como la sensibilidad, la especificidad y el valor predictivo positivo de un IMC bajo y elevado.

Resultados: El error relativo medio del peso es de un +0,07% en los varones y de un -0,79% en las mujeres. La estatura tiene un error medio de +0,51 y +0,98% en varones y mujeres respectivamente, y el del IMC de -0,88 y -2,63%. La correlación entre el IMC autodeclarado y objetivo es de 0,87 en los varones y de 0,90 en las mujeres. La prevalencia del IMC elevado se subestima un 34,1% en los hombres y un 34,4% en las mujeres. Por el contrario, la prevalencia del IMC bajo se sobrestima un 10,7 y un 14,8% en varones y mujeres, respectivamente.

Conclusión: El análisis del IMC como variable continua, a partir de los datos de las medidas del peso y la talla autodeclarados, tiene poco margen de error. Su utilización como variable categórica conlleva una subestimación importante de la prevalencia de IMC elevado, y una sobrestimación de menor magnitud del IMC bajo.

Palabras clave: Peso. Talla. Validación. Adolescentes.

Summary

Introduction: The aim of this study was to examine the relationship between self-reported population in order to evaluate the validity of self-reported measures for the purpose of estimating the prevalence of low (≤ 15 th percentile) and high (≥ 85 th percentile) body mass index (BMI) in the study population.

Subjects and method: Information on self-reported and objective weight and height was obtained from a representative sample of 3,244 adolescents, aged 15-18 years, in secondary education schools in the Autonomous Community of Madrid. We calculated the mean relative error; the correlation between subjective and objective parameters, sensitivity, specificity and predictive value positive of low and high BMIs.

Results: The mean relative errors were as follows: weight: +0.07% for males versus and -0.79% for females; height, +0.51% for males versus +0.98% for females; BMI: -0.88% for males versus -2.63% for females. The correlation between self-reported and objective BMI was 0.87 for males and 0.90 for females. The prevalence of high BMI was underestimated by 34.1% and 34.4% of females while that of low BMI was overestimated by 10.7% of males and 14.8% of females.

Conclusion: Analysis of BMI as a continuous variable, based on self-reported weight and height measurement data, entails a small margin of error. However, its use as a categorical variable involves a considerable underestimate of the prevalence of high BMI, and a smaller overestimate of the prevalence of low BMI.

Key words: Weight. Height. Validity. Adolescents.

Introducción

La prevalencia de obesidad en la infancia y la adolescencia está aumentando en diversos países de Europa y los Estados Unidos¹⁻⁴. Se ha investigado en numerosos estudios la relación entre la obesidad en edades tempranas y la del adulto, encontrándose de modo consistente una asociación positiva⁵. Las complicaciones médicas de la obesidad suelen aparecer en el adulto, en el momento en que raramente se consigue alcanzar y mantener el peso ideal mediante la pérdida voluntaria de peso⁶⁻⁸. Por ello, la prevención de esta enfermedad en la infancia y la adolescencia adquiere una importancia extraordinaria para evitarla en la edad adulta, así como sus complicaciones.

Por otro lado, la llegada a la menarquia con un peso alto o bajo se ha descrito como factor individual predisponente para la aparición de un trastorno del comportamiento alimentario⁹⁻¹¹, enfermedades con tendencia a la cronicidad en las que el diagnóstico y la intervención precoces constituyen las mejores armas para su control. La gran importancia de la imagen corporal en la población adolescente de nuestro ámbito se ve expresada en la gran proporción de personas, fundamentalmente mujeres, que intentan perder peso en estas edades: una de cada cuatro mujeres ha realizado dietas para adelgazar durante el último año¹².

Establecer mecanismos de vigilancia desde una perspectiva de salud pública con objeto de conocer a escala poblacional la evolución de la prevalencia de sobrepeso y obesidad, así como del peso inferior a lo esperado para distintas categorías de género y edad, debería ser una prioridad evidente.

El índice de masa corporal¹³ (IMC, definido por el cociente peso en kg/talla en m²) ha sido utilizado ampliamente como indicador de obesidad cuando excede de un determinado punto de corte, debido a que es una medida fácil de obtener a partir del peso y la talla de los individuos, y ha sido validado como medida de adiposidad en niños y adolescentes¹⁴.

Dada la sencillez y economía de las mediciones, el peso y la talla autodeclarados son utilizados muy a menudo en las encuestas de salud¹⁵⁻¹⁷. Sin embargo, está bien documentado el sesgo de medición que se produce en la población adulta, ya que tanto los varones como las mujeres tienden a infraestimar el peso y a sobrestimar la talla, lo que repercute en una disminución del IMC¹⁸⁻²³. Desafortunadamente, hay mucha menos información de su validez en la población adolescente. Circunstancias propias de esta edad, como son el período de rápido incremento de la talla y el peso²⁴, junto a la insatisfacción de la propia imagen corporal²⁵, podrían influir en la información recogida de forma auto-declarada.

En este artículo se evalúa la exactitud del peso y la talla autodeclarados, en una muestra representativa de la población adolescente escolarizada entre 15 y 18 años de la Comunidad de Madrid, con objeto de conocer su validez para estimar la prevalencia de IMC bajo y elevado en esta población.

Sujetos y método

Como fuente de información se ha utilizado la Encuesta de Prevalencia de Trastornos del Comportamiento Alimentario de la Comunidad de Madrid²⁶. Esta encuesta está basada en una muestra representativa de la población escolarizada en 3.º y 4.º de ESO, 1.º y 2.º de Bachillerato, COU y cursos equivalentes, de los centros públicos y privados de la Comunidad de Madrid. El diseño muestral es de conglomerados, y estratificado de acuerdo a los siguientes criterios: zona geográfica (Madrid y resto de municipios); titularidad (pública o privada). El muestreo se realizó en dos etapas, seleccionando en primer lugar los centros escolares de forma proporcional al número de alumnos matriculados, y en segundo lugar las aulas (tres aulas por centro), según muestreo aleatorio simple. El trabajo de campo se desarrolló desde diciembre de 1998 a marzo de 1999.

El tamaño muestral de la encuesta fue de 4.334 alumnos de 55 centros escolares y 172 aulas. Para este estudio de validación se ha utilizado la población comprendida entre 15 y 18 años.

Se aplicó un cuestionario autoadministrado y anónimo en el aula escolar, con la ayuda y la supervisión de un técnico. Entre otras variables, incluía el peso y la talla autopercibidos: «aproximadamente, ¿cuánto pesas sin zapatos ni ropa?»; «aproximadamente, ¿cuánto mides descalzo?».

Una vez finalizado el cuestionario los participantes fueron pesados y tallados de forma objetiva por técnicos previamente entrenados. El peso fue medido mediante una báscula electrónica modelo Seca ALPHA 770, con una precisión de 0,1 kg, controlando al principio y final del trabajo de campo diario la exactitud de las mediciones. El peso se llevó a cabo sin zapatos, prendas de abrigo, llaveros, monederos u otros objetos pesados. Como factor de corrección, a la medida objetiva del peso se descontó 1 kg en los varones y 0,9 kg en las mujeres, teniendo en cuenta medidas objetivas de ropa similar a la que llevaban los jóvenes durante la medición. La estatura se midió con un tallímetro de pared, sin zapatos. Por medio de un código numérico se asociaron las medidas autodeclaradas y objetivas de cada individuo.

Para cada persona se estimó el error relativo de las medidas percibidas respecto a las objetivas del peso, talla e IMC (kg/talla en m²), calculado como (medida

subjetiva–medida objetiva)/medida objetiva, y expresado en porcentaje.

Se establecieron tres categorías del IMC objetivo, tomando como puntos de corte los percentiles ≤ 15 (IMC bajo), 16-84 (IMC medio) y ≥ 85 (IMC elevado)²⁷, para cada año de edad y sexo. Estos puntos de corte fueron utilizados para categorizar, a su vez, el IMC subjetivo.

Se calculó la sensibilidad, la especificidad y el valor predictivo positivo del IMC elevado, de acuerdo con las fórmulas siguientes: sensibilidad = número de jóvenes con el IMC autodeclarado y objetivo elevado/número de jóvenes con el IMC objetivo elevado; especificidad = número de jóvenes con el IMC autodeclarado y objetivo ≤ 84 /número de jóvenes con el IMC objetivo ≤ 84 ; valor predictivo positivo = jóvenes con el IMC autodeclarado y objetivo elevado/número de jóvenes con el IMC autodeclarado elevado. De la misma forma, se procedió al cálculo de estos índices para el IMC bajo.

Se realizó un análisis con estadísticos descriptivos y correlaciones (coeficiente de correlación de Pearson) para valorar la relación entre las variables continuas. Asimismo, se realizaron gráficos de dispersión para observar la relación funcional entre los datos subjetivos y objetivos, utilizando técnicas de suavizado de regresión, en concreto el método no paramétrico de regresión ponderado LOWESS (LOcally WEighted regression Scatterplot Smoothing)²⁸. El error estándar de los estimadores se ha calculado teniendo en cuenta el efecto de diseño del muestreo de conglomerados mediante el programa STATA v.6.0.

Resultados

De las 4.334 personas entrevistadas, 3.716 son jóvenes entre 15 y 18 años. El 10,1% no declaran datos de peso o talla, y en el 3% no se dispone de informa-

ción sobre medidas antropométricas objetivas. Finalmente, la población objeto de estudio es de 3.244 adolescentes (1.434 varones y 1.810 mujeres), que supone un 87,3% del total de jóvenes entre 15 y 18 años.

Las mujeres tienen una tasa de no respuesta ligeramente superior a la de los varones en el peso autodeclarado (8,8 frente al 6,8%); por el contrario, los varones tienen un menor nivel de participación en las medidas objetivas (4,3 frente a 2,9%). Según la edad, existe un nivel de no respuesta un poco más elevado del peso autodeclarado cuanto más jóvenes son los participantes en el estudio, y de la realización de pruebas objetivas en los más mayores. No se observan diferencias respecto a estas variables según el ámbito geográfico y la titularidad del centro escolar.

Peso

La diferencia media absoluta entre el peso autodeclarado y el objetivo es de $-0,22$ kg en los varones y de $-0,61$ kg en las mujeres, y el error relativo de $+0,07\%$ ($-0,31$ a $+0,45$) y $-0,79\%$ ($-1,16$ a $-0,42$) en varones y mujeres, respectivamente (tabla 1). El 50,5% de los varones y el 54,5% de las mujeres tienen un error relativo inferior al 3%, y en el 70,7 y 77,0% de varones y mujeres es menor del 5%. En la tabla 1 y la figura 1 se expone el error relativo según la edad y el sexo. Tanto en los varones como en las mujeres más jóvenes existe una tendencia a infraestimar el peso percibido respecto al objetivo, mientras que en los varones de mayor edad se observa una sobrestimación. El coeficiente de correlación entre ambas medidas es de 0,91 ($p < 0,001$) en varones y de 0,94 ($p < 0,001$) en mujeres. En la figura 2 observamos la relación entre el error relativo del peso y el peso objetivo. Cuando el peso objetivo es bajo, el peso autoinformado es superior a éste, y a medida que el peso objetivo aumenta, el error relativo se hace negativo. En la tabla 1 podemos apreciar esta relación de forma categórica para los tres niveles del IMC ob-

Tabla 1. Error relativo medio de los datos antropométricos declarados en la población adolescente de la Comunidad de Madrid

| | n | Diferencia relativa del peso | | Diferencia relativa de la estatura | | Diferencia relativa del índice de masa corporal ^a | |
|-------------|-------|------------------------------|-----------------------|------------------------------------|-----------------------|--|-----------------------|
| | | Varones (IC del 95%) | Mujeres (IC del 95%) | Varones (IC del 95%) | Mujeres (IC del 95%) | Varones (IC del 95%) | Mujeres (IC del 95%) |
| Total | 3.244 | +0,07 (-0,31 a +0,45) | -0,79 (-1,16 a -0,42) | +0,51 (+0,37 a +0,65) | +0,98 (+0,79 a +1,17) | -0,88 (-1,35 a -0,41) | -2,63 (-3,08 a -2,18) |
| Edad (años) | | | | | | | |
| 15-16 | 1.556 | -0,63 (-1,24 a -0,02) | -1,03 (-1,46 a -0,60) | +0,36 (+0,18 a +0,54) | +0,94 (+0,72 a +1,16) | -1,25 (-2,03 a -0,47) | -2,80 (-3,29 a -2,31) |
| 17-18 | 1.688 | +0,62 (+0,12 a +1,12) | -0,53 (-0,98 a -0,08) | +0,64 (+0,47 a +0,81) | +1,02 (+0,81 a +1,23) | -0,59 (-1,14 a -0,04) | -2,45 (-3,00 a -1,90) |
| IMC | | | | | | | |
| Bajo | 484 | +3,60 (+1,99 a +5,21) | +1,96 (+1,23 a +2,69) | +0,11 (-0,30 a +0,52) | +0,62 (+0,33 a +0,91) | +3,41 (+1,89 a +4,93) | +0,75 (+0,11 a +1,39) |
| Medio | 2.276 | +0,28 (-0,14 a +0,70) | -0,69 (-1,09 a -0,29) | +0,53 (+0,40 a +0,66) | +0,95 (+0,75 a +1,15) | -0,71 (-1,22 a -0,20) | -2,47 (-2,96 a -1,98) |
| Alto | 484 | -4,42 (-5,48 a -3,36) | -4,01 (-4,61 a -3,41) | +0,83 (+0,52 a +1,14) | +1,50 (+1,26 a +1,74) | -5,99 (-6,92 a -5,06) | -6,72 (-7,43 a -6,01) |

^aÍndice de masa corporal (IMC) bajo: percentil ≤ 15 ; medio: percentil 16-84; alto: percentil ≥ 85 ; IC: intervalo de confianza.

Figura 1. Error relativo medio del peso autodeclarado respecto al objetivo, según edad y sexo. Estimación puntual e intervalo de confianza del 95%.

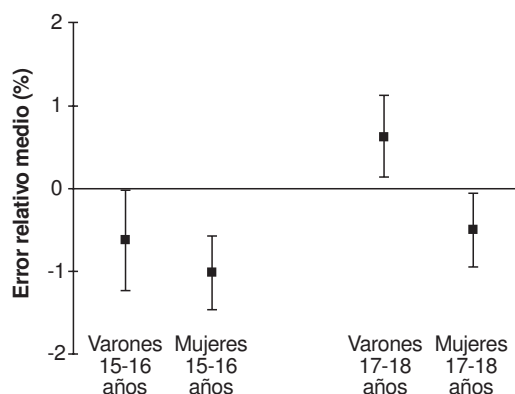
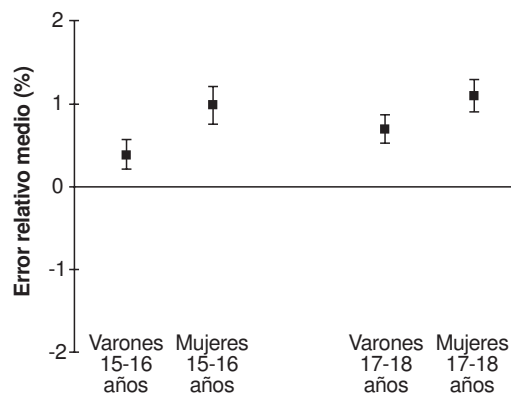


Figura 3. Error relativo medio entre la talla autodeclarada y la objetiva, según edad y sexo. Estimación puntual e intervalo de confianza del 95%.



jetivo. En los que tienen IMC bajo, tanto en varones como en mujeres, se tiende a sobrestimar el peso, y en los que tienen IMC elevado se infraestima.

Estatura

La diferencia media absoluta entre la talla autoinformada y la estimada de forma objetiva es de +0,88 cm en los varones y de +1,57 cm en las mujeres, siendo el error relativo de +0,51% (+0,37 a +0,65) en los varones y de +0,98% (+0,79 a +1,17) en las mujeres (tabla 1). El 90,4% de los varones y el 89,6% de las mujeres tienen un error inferior al 3%, y el 97,8 y el 98,0% no supera el 5%, respectivamente. La diferencia relativa en los varones es más elevada en los jóvenes de mayor edad, no existiendo grandes variaciones en las mujeres (tabla 1 y fig. 3). La correlación entre

la estatura autoinformada y la objetiva es de 0,89 ($p < 0,001$) en los varones y de 0,89 ($p < 0,001$) en las mujeres. En los individuos de estatura más baja la talla percibida es superior a la objetiva, tendencia que se invierte a medida que se incrementa la talla (fig. 4).

Índice de masa corporal

La diferencia media del IMC autoinformado y el objetivo es de $-0,29 \text{ kg/m}^2$ en los varones y de $-0,63 \text{ kg/m}^2$ en las mujeres, siendo el error relativo de $-0,88\%$ ($-1,35$ a $-0,41$) y $-2,63\%$ ($-3,08$ a $-2,18$) en varones y mujeres, respectivamente (tabla 1). El 40,9% de los varones y el 40,0% de las mujeres tienen un error relativo inferior al 3%, incrementándose al 62,1 y el 61,7% en los que están por debajo del 5%. Tanto en varones como en mujeres, los jóvenes de 17 y 18 años tienen un error

Figura 2. Relación funcional entre el error relativo del peso y el peso objetivo.

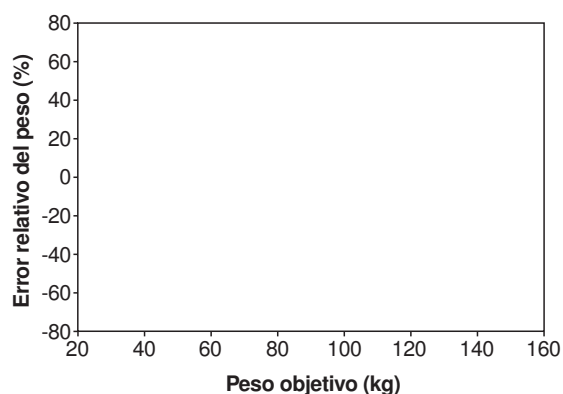


Figura 4. Relación funcional entre el error relativo de la talla y la talla objetiva.

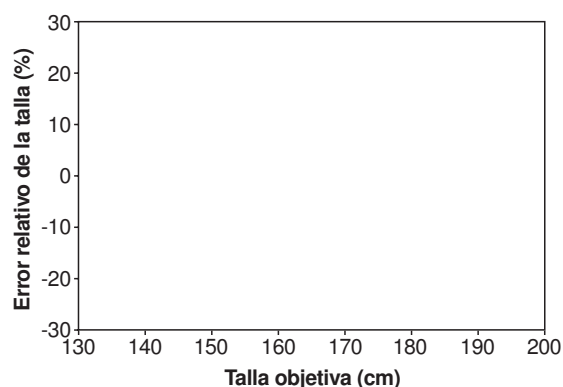
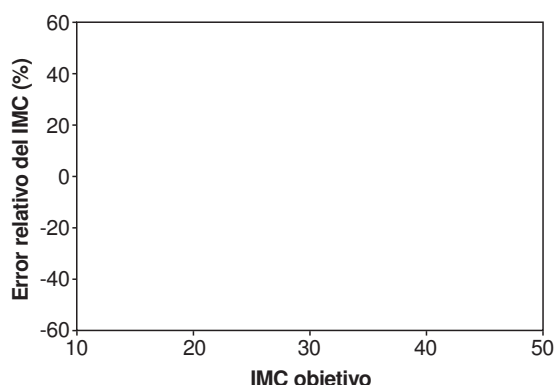


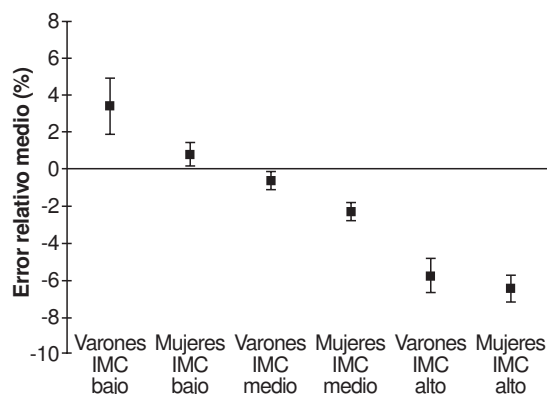
Figura 5. Relación funcional entre el error relativo del IMC e IMC objetivo.



relativo medio inferior respecto a los de 15 y 16 (tabla 1). El coeficiente de correlación entre el IMC autoinformado y el objetivo es de 0,87 ($p < 0,001$) en los varones y de 0,90 ($p < 0,001$) en las mujeres. En la figura 5 se aprecia la relación funcional entre la diferencia relativa del IMC y el IMC objetivo. Los individuos con IMC más bajo tienden a sobrestimar el IMC, convirtiéndose estas diferencias en negativas a medida que aumenta el IMC. Esta variación se observa también en las tres categorías del IMC (fig. 6).

En la tabla 2 se reflejan los resultados de la validez y el valor predictivo positivo del IMC elevado, a partir del peso y la talla autodeclarados, tomando como referencia un punto de corte correspondiente al percentil ≥ 85 del IMC objetivo. La sensibilidad es de un 54,7% (47,6-61,8%) en varones y de un 56,3% (49,3-63,3%)

Figura 6. Error relativo medio entre el IMC autodeclarado y el objetivo, según categorías del IMC. Estimación puntual e intervalo de confianza del 95%. IMC bajo (percentil ≤ 15), medio (percentil 16-24), alto (≥ 85).



en las mujeres. La especificidad es de un 98,0 (97,1-98,9%) y un 98,4% (97,8-99,0%) en varones y mujeres, respectivamente, y el valor predictivo positivo de un 83,0 (75,8-90,2%) y un 85,9% (80,3-91,5%).

En la tabla 3 se presenta la validez del IMC bajo, a partir de las medidas subjetivas, estableciendo como referencia un punto de corte correspondiente al percentil del IMC objetivo ≤ 15 . La sensibilidad aumenta en este caso al 70,6% (63,9-77,3%) en los varones y al 75,6% (70,5-80,7%) en las mujeres, siendo la especificidad de un 93,0 (91,6-94,4%) y un 93,1% (91,5-94,7%). El valor predictivo positivo es de un 63,7 (57,6-69,8%) y un 65,8% (59,6-72,0%).

Con estos errores de clasificación, la prevalencia de personas con un peso relativo elevado se subestima un 34,1% en los varones y un 34,4% en las mujeres. Por el contrario, la prevalencia de personas con un peso bajo se sobrestima un 10,7% en los varones y un 14,8% en las mujeres.

Discusión

Los resultados de este estudio son consistentes con los de otras investigaciones realizadas en la población juvenil y bastante similares a los observados en estudios dirigidos a la población adulta. El efecto combinado de la subestimación del peso y de la sobrestimación de la estatura conducen a una distribución del IMC a partir del peso y la talla autodeclarados en la que se subestima la proporción de individuos de IMC elevado y se sobrestima a los que tienen bajo IMC. En general, el IMC a partir del peso y la talla autodeclarados, a diferencia de su análisis como variable categórica, tratado como variable continua, no tiene un error excesivo.

El error relativo medio del peso en los varones es mínimo (cercano a cero), estimación muy similar a la observada por Crawley²⁹ en adolescentes ingleses de 16 y 17 años. Him³⁰ y Hauck³¹, en los Estados Unidos, encuentran diferencias negativas, así como Tienboon³² en Australia. Por el contrario, Davis²⁷ observa diferencias positivas en adolescentes americanos de origen mejicano. En las mujeres, el error medio es negativo, es decir, perciben que pesan menos de lo que realmente pesan, coincidiendo con el sesgo establecido en todos los estudios de referencia^{27,29-33}. La magnitud del error en varones y en mujeres es más pequeña que la observada en estos estudios.

Respecto a la estatura, tanto en varones como en mujeres el sesgo es positivo, es decir, perciben que miden más de lo que realmente miden. La magnitud del error en los varones es muy similar a la observada por Tienboon³², Crawley²⁹ y Himes³⁰. En las mujeres, este margen es muy similar al estudio de Tienboon³². Asi-

Tabla 2. Sensibilidad, especificidad y valor predictivo positivo del índice de masa corporal elevado (percentil \geq 85) en la población adolescente de la Comunidad de Madrid

| | n | Sensibilidad % (IC del 95%) | Especificidad % (IC del 95%) | Valor predictivo positivo % (IC del 95%) | Prevalencia del IMC elevado percibida/prevalencia del IMC elevado objetiva |
|-------------|-------|--------------------------------|---------------------------------|---|--|
| Total | 3.244 | 55,6 (50,3-60,9) | 98,2 (97,7-98,7) | 84,6 (79,8-89,4) | 0,66 |
| Varones | 1.434 | 54,7 (47,6-61,8) | 98,0 (97,1-98,9) | 83,0 (75,8-90,2) | 0,66 |
| Edad (años) | | | | | |
| 15-16 | 631 | 61,7 (51,7-71,7) | 97,8 (96,1-99,5) | 82,9 (70,3-95,5) | 0,74 |
| 17-18 | 803 | 49,2 (39,5-58,9) | 98,2 (97,2-99,2) | 83,1 (74,0-92,2) | 0,59 |
| Mujeres | 1.810 | 56,3 (49,3-63,3) | 98,4 (97,8-99,0) | 85,9 (80,3-91,5) | 0,66 |
| Edad (años) | | | | | |
| 15-16 | 925 | 52,9 (44,2-61,6) | 98,9 (98,2-99,6) | 89,0 (82,3-95,7) | 0,59 |
| 17-18 | 885 | 59,8 (50,6-69,0) | 97,9 (96,9-98,9) | 83,2 (75,3-91,1) | 0,72 |

IMC: índice de masa corporal; IC: intervalo de confianza.

mismo, la mayor diferencia observada en las mujeres, en comparación con los varones (el error medio es casi el doble), se produce también en los estudios de Tienboon³² y de Davis²⁷.

El IMC resultante del peso y la talla autodeclarados comparado con el objetivo está infraestimado. Tanto en los varones como en las mujeres, el sentido y la magnitud del sesgo son muy similares a las estimaciones realizadas por Crawley²⁹ y Tienboon³².

Las correlaciones entre los datos percibidos y objetivos son muy altas, todas ellas con un coeficiente de correlación en torno a 0,9. La correlación del peso es ligeramente más alta que la de la talla, siendo el valor de los coeficientes muy similares a los estudios de referencia^{27,30}.

La variación del error en función de la edad y el sexo hay que tenerla en consideración. Las mujeres de 17-18 años respecto a las de 15-16 tienen menos error en la estimación subjetiva del peso y se mantiene igual en la estatura. En los varones, sin embargo, se produce

mayor desviación según la edad, variando el sentido del error del peso: de negativo en los de 15-16 años a positivo en los de 17-18, e incrementándose notablemente el de la estatura. Esta variación es observada también en el estudio de Davis²⁷ para las medidas de peso y talla, y por Crawley²⁹, aunque este último en ambos sexos. Una causa que podría estar relacionada con esta distribución es la diferencia biológica en el desarrollo del crecimiento en ambos sexos. Las curvas de crecimiento en las edades estudiadas³³ son muy diferentes para varones y mujeres. En los varones, tanto la talla como el peso continúan incrementándose desde los 15 hasta los 18 años, aunque con una tendencia hacia la estabilización. En las mujeres, ambas medidas están prácticamente estabilizadas desde los 16 años. Parece razonable, coincidiendo con nuestros datos, que la diferencia entre las medidas percibidas y objetivas en las mujeres no se incremente con la edad, al ser más estables los parámetros antropométricos desde el punto de vista biológico.

Tabla 3. Sensibilidad, especificidad y valor predictivo positivo del índice de masa corporal bajo (percentil \leq 15) en la población adolescente de la Comunidad de Madrid

| | n | Sensibilidad % (IC del 95%) | Especificidad % (IC del 95%) | Valor predictivo positivo % (IC del 95%) | Prevalencia del IMC bajo percibida/prevalencia del IMC bajo objetiva |
|-------------|-------|--------------------------------|---------------------------------|---|--|
| Total | 3.244 | 73,3 (69,2-77,4) | 93,0 (91,8-94,2) | 64,9 (60,2-69,6) | 1,13 |
| Varones | 1.434 | 70,6 (63,9-77,3) | 93,0 (91,6-94,4) | 63,7 (57,6-69,8) | 1,11 |
| Edad (años) | | | | | |
| 15-16 | 631 | 70,2 (61,1-79,3) | 91,2 (88,8-93,6) | 58,4 (49,3-67,5) | 1,20 |
| 17-18 | 803 | 70,8 (62,5-79,1) | 94,3 (92,5-96,1) | 68,5 (60,4-76,6) | 1,03 |
| Mujeres | 1.810 | 75,6 (70,5-80,7) | 93,1 (91,5-94,7) | 65,8 (59,6-72,0) | 1,15 |
| Edad (años) | | | | | |
| 15-16 | 925 | 73,2 (65,6-80,8) | 92,9 (90,6-95,2) | 64,3 (56,2-72,4) | 1,14 |
| 17-18 | 885 | 78,0 (70,0-86,0) | 93,4 (91,2-95,6) | 67,3 (57,7-76,9) | 1,16 |

IMC: índice de masa corporal; IC: intervalo de confianza.

Por otro lado, la tendencia de las mujeres respecto a los varones a percibir menos peso y más estatura de la que realmente les corresponde podría relacionarse con una mayor importancia de la imagen corporal en la población adolescente femenina. Rosenblum, en un estudio longitudinal en adolescentes de 13 a 18 años, concluye que las mujeres a partir de los 15 años presentan una peor satisfacción corporal que los varones³⁴.

Es importante destacar la variación del error en función del IMC. La tendencia a subestimar el peso y a sobrestimar la talla a medida que aumenta el IMC es muy homogénea en las diferentes investigaciones realizadas en población juvenil²⁸⁻³². Este sesgo puede estar relacionado con el intento de conseguir un tamaño y forma corporal ideal³⁰.

Al categorizar la variable, se obtiene, igual que en otros estudios de estas características^{18-23,27,29-31}, una subestimación importante del IMC elevado, circunstancia por la que la estimación del sobrepeso y la obesidad a partir del peso y la talla autodeclarados ha sido cuestionada. Sin embargo, la sensibilidad y la especificidad del IMC bajo son bastante aceptables, produciéndose una sobrestimación de la prevalencia del IMC bajo relativamente pequeña (un 13%). Según estas circunstancias, la categorización de la variable no debería desaconsejarse para la estimación del peso bajo. Teniendo en cuenta que uno de los criterios para el diagnóstico de la anorexia nerviosa es un $IMC \leq 17,5$ ³⁵, puede ser de gran utilidad para estimar de forma sencilla la prevalencia de la delgadez, fundamentalmente en la población femenina.

Por otro lado, el IMC tratado como variable continua tiene como promedio un margen de error muy pequeño y sus correlaciones con las mediciones objetivas son muy altas^{19,22,27,36,37}. De este modo puede ser utilizada con eficacia como covariable en análisis epidemiológicos.

Teniendo en cuenta estas limitaciones, el uso de medidas antropométricas de peso y talla autodeclaradas puede ser de gran ayuda en los sistemas de vigilancia para detectar cambios en el tiempo, siempre que las características que subyacen en la naturaleza de este error se mantengan estables. Como comenta Gutiérrez-Fisac³⁸, la autodeclaración del peso y la talla ha demostrado ser muy útil para monitorizar la tendencia en la frecuencia de la obesidad en los Estados Unidos.

Los datos observados en este estudio pueden ser de utilidad para ajustar los resultados obtenidos en otras investigaciones de similares características. La población participante ha sido seleccionada de forma probabilística y representativa de la población adolescente escolarizada en la Comunidad de Madrid, siendo el número de sujetos suficiente para poder realizar inferencias con aceptable nivel de precisión.

Como conclusión, la utilización del peso y la talla autodeclarados, en una amplia muestra representativa de la población adolescente de la Comunidad de Madrid, conduce a una subestimación importante del IMC elevado y a una sobrestimación de menor magnitud del IMC bajo. Su análisis como variable continua conlleva un escaso margen de error. En función de las necesidades de investigación, y teniendo en cuenta la facilidad y la economía de su medida, puede ser de gran rentabilidad en estudios epidemiológicos en los que no sea factible la utilización de criterios objetivos.

Agradecimientos

Agradecemos a Belén Zorrilla y Carmen María León los comentarios y sugerencias aportados al manuscrito.

Bibliografía

1. Rasmussen F, Johansson M, Hansen HO. Trends in overweight and obesity among 18-year-old males in Sweden between 1971 and 1995. *Acta Paediatrica* 1999; 88: 431-437.
2. Seidell JC. Obesity: a growing problem. *Acta Paediatrica* 1999; 88: 46-50.
3. Freedman DS, Srinivasan SR, Valdez RA, Williamson DF, Berenson GS. Secular increases in relative weight and adiposity among children over two decades: the Bogalusa Heart Study. *Pediatrics* 1997; 99: 420-426.
4. Troiano RP, Flegal KM, Kuczmarski RJ, Campbell SM, Johnson CL. Overweight prevalence and trends for children and adolescents. The National Health and Nutrition Examination Surveys, 1963 to 1991. *Arch Pediatr Adolesc Med* 1995; 149: 1085-1091.
5. Serdula MK, Ivery D, Coates RJ, Freedman DS, Williamson DF, Byers T. Do obese children become obese adults? A review of the literature. *Prev Med* 1993; 22: 167-177.
6. National Task Force on the prevention and treatment of obesity. Long-term pharmacotherapy in the management of the obesity. *JAMA* 1996; 276: 1907-1915.
7. Stunkard AJ, Penick SB. Behavior modification in the treatment of obesity: the problem of maintaining weight loss. *Arch Gen Psychiatr* 1979; 36: 801-806.
8. NIH Technology Assessment Conference Panel. Methods for voluntary weight loss and control. *Ann Intern Med* 1993; 119: 764-770.
9. Garner DM. Patogenia de la anorexia nerviosa. *Lancet* (ed. esp.) 1993; 341: 1631-1635.
10. Fairburn CG, Welch S, Doll H, Davies BA, O'Connor ME. Risk factors for Bulimia Nervosa. A community-based

- case control study. *Arch Gen Psychiatr* 1997; 54: 509-516.
11. Fairburn CG, Cooper Z, Doll HA, Welch SL. Risk factors for anorexia nervosa. Three integrated case-control study. *Arch Gen Psychiatr* 1999; 56: 468-476.
 12. Consejería de Sanidad y Servicios Sociales. Hábitos de salud en la población juvenil de la Comunidad de Madrid 1999. *Bol Epidemiol Comunidad de Madrid* 1999; 6: 3-29.
 13. Garrow JS. Indices of adiposity. *Nutr Abstr Rev* 1983; 52: 697-708.
 14. Pietrobelli A, Faith MS, Allison DB, Gallagher D, Chiumello G, Heymsfield B. Body mass index as a measure of adiposity among children and adolescents: a validation study. *J Pediatr* 1998; 132: 204-210.
 15. Encuesta Nacional de Salud de España 1993. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo, 1993.
 16. Anitua C, Aizpuru F. Encuesta Vasca de Salud 1992. Cuaderno Técnico I: Metodología. Dirección de Información, Docencia e Investigación Sanitaria. Instituto Vasco de Estadística. Vitoria.
 17. Borrell C, Arias A, Baranda L, Lozares C. Enquesta de Salut de Barcelona. Ayuntamiento de Barcelona, 1992.
 18. Quiles J, Vioque J. Validez de los datos antropométricos declarados para la determinación de la prevalencia de obesidad. *Med Clin (Barc)* 1996; 106: 725-729.
 19. Stewart AW, Jackson RT, Ford MA, Beaglehole R. Underestimation of relative weight by use of self-reported height and weight. *Am J Epidemiol* 1987; 125: 122-126.
 20. Nieto FJ, Bush TL, Keyl PM. Body mass definitions of obesity: sensitivity and specificity using self-reported weight and height. *Epidemiology* 1990; 1: 146-152.
 21. Millar W. Distribution of body weight and height: comparison of estimates based on self-reported and observed measures. *J Epidemiol Community Health* 1986; 40: 319-323.
 22. Rowland ML. Self-reported weight and height. *Am J Clin Nutr* 1990; 52: 1125-1133.
 23. Kuskowska-Wolk A, Karlsson P, Stolt M, Rössner S. The predictive validity of body mass index based on self-reported weight and height. *Int J Obesity* 1989; 13: 441-453.
 24. Brooks-Gunn J, Warren MP, Rosso J, Gargiulo J. Validity of self-report measures of girls' pubertal status. *Child Dev* 1987; 58: 829-841.
 25. Raich RM. La imagen corporal en los trastornos del comportamiento alimentario. *JANO* 1999; 56: 1908-1914.
 26. Gandarillas A, Febrel C. Encuesta de Prevalencia de Trastornos del Comportamiento Alimentario en Adolescentes Escolarizados de la Comunidad de Madrid. Documento Técnico de Salud Pública N.º 67. Madrid: Consejería de Sanidad, 2000 (en prensa).
 27. Davis H, Gergen PJ. The weights and heights of Mexican-American adolescents: the accuracy of self-reports. *Am J Public Health* 1994; 84: 459-462.
 28. Sánchez-Cantalejo E, Ocaña-Riola R. Actualizaciones en regresión: suavizando las relaciones. *Gac Sanit* 1997; 11: 24-32.
 29. Crawley HF, Portides G. Self-reported versus measured height, weight and body mass index amongst 16-17 year old British teenagers. *Int J Obesity* 1995; 19: 579-584.
 30. Himes JH, Story M. Validity of self-reported weight and stature of American Indian Youth. *J Adolesc Health* 1992; 13: 118-120.
 31. Hauck FR, White L, Cao G, Woolf N, Strauss K. Inaccuracy of self-reported weights and heights among American Indian adolescents. *AEP* 1995; 5: 386-392.
 32. Tienboon P, Wahlqvist ML, Rutishauser IHE. *J Adolesc Health* 1992; 13: 528-532.
 33. Hernández M, Castellet J, Narvaiza JL, Rincón JM, Ruis I, Sánchez B et al. Curvas y tablas de crecimiento (1.ª ed.). Instituto de Investigación sobre Crecimiento y Desarrollo. Fundación F. Orbeago. Madrid: Garsi, 1988.
 34. Rosenblum GD, Lewis M. The relations among body image, physical attractiveness, and body mass in adolescence. *Child Dev* 1999; 70: 50-64.
 35. Organización Panamericana de la Salud. Clasificación estadística internacional de enfermedades y problemas relacionados con la salud (10.ª revisión). CIE-10. (Vol 1). Washington: OPS, 1995.
 36. Tormo MJ, Cirera L, Navarro C. Prevalencia de obesidad estimada a partir de la autoinformación de peso y talla en España: error sistemático. *Med Clin (Barc)* 1995; 104: 42.
 37. Roberts RJ. Can self-reported data accurately describe the prevalence of overweight? *Public Health* 1995; 109: 275-284.
 38. Gutiérrez-Fisac JL, Regidor E. [cartas al director] *Med Clin (Barc)* 1995; 104: 42-43.
-