

## Fiabilidad de un cuestionario para evaluar el equilibrio alimentario de menús escolares

*Cristóbal Llorens-Ivorra<sup>1</sup>, Ilona Arroyo-Bañuls<sup>2</sup>, Joan Quiles-Izquierdo<sup>3</sup>, Miguel Richart-Martínez<sup>4</sup>.*

<sup>1</sup>Centro de Salud Pública de Dénia, FISABIO, Valencia, España; Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad de Alicante, España. <sup>2</sup>Conselleria d'Educació, Cultura i Esport. Generalitat Valenciana. España. <sup>3</sup>Dirección General de Salud Pública. Conselleria de Sanitat Universal i Salut Pública. Generalitat Valenciana. España. FISABIO, Valencia, España. CIBERESP. <sup>4</sup>Departamento de Enfermería de la Universidad de Alicante. España.

**RESUMEN:** Una adecuada planificación del menú escolar puede servir como estrategia en la prevención de la obesidad infantil y las enfermedades crónicas no transmisibles. El objetivo del estudio fue aportar evidencias de fiabilidad de un cuestionario capaz de evaluar el equilibrio alimentario (cualitativo) de menús escolares. El cuestionario estudiado constaba de 17 ítems referidos a grupos de alimentos, técnicas culinarias y la combinación de los platos para su uso en la evaluación de la oferta alimentaria en comedores escolares (cuestionario EQ-MEs). Para la fiabilidad se analizó la reproducibilidad (coeficiente de correlación intraclase y de Pearson), tanto el grado de acuerdo intraobservador como entre dos observadores, de una muestra de 255 planificaciones mensuales de menús para 20 días ofrecidos en la Comunitat Valenciana (España). Se completó el estudio con el análisis gráfico de Bland-Altman. La asociación intraobservador mostró un coeficiente de correlación intraclase entre 0,940 y 1, y de Pearson entre 0,900 y 0,990. La comparativa interobservadores reflejó una asociación con valores entre 0,771 y 0,980 para el coeficiente de correlación intraclase (excepto para el ítem combinación de platos con 0,516), y entre 0,895 y 0,845 para el de Pearson (excepto para el ítem combinación de platos con 0,350). El análisis gráfico de Bland-Altman mostró también las altas asociaciones encontradas. En conclusión, el cuestionario EQ-MEs es un instrumento fiable para evaluar el equilibrio de menús escolares, de fácil utilización y que permite clasificarlos.

**Palabras clave:** Menú escolar; fiabilidad; cuestionario; escuela primaria.

**SUMMARY:** **Reliability of a questionnaire to evaluate the food balance of school menus.** Proper school menu planning can serve as a strategy in the prevention of childhood obesity and chronic non-communicable diseases. The aim of the study was to provide reliable evidence of a questionnaire that allows to evaluate the food balance of school menus. There was studied the reliability of a questionnaire of 17 articles referred to groups of food, culinary technologies and the combination of the plates for his use in the evaluation of the food offer in school dining rooms (questionnaire EQ-MEs). For the reliability there was analyzed the reproducibility (intraclass correlation coefficient and of Pearson), so much degree of agreement intra-observer as between two observers, of a sample of 255 monthly plannings of menus for 20 days offered in the Valencian Community (Spain). The study was completed with the Bland-Altman graphical analysis. The association test-retest showed an intraclass correlation coefficient between 0.940 and 1, and of Pearson between 0.900 and 0.990. Comparative inter-observers it reflected an association with values between 0.771 and 0.980 for the intraclass correlation coefficient (except for the article combination of plates with 0.516), and between 0.895 and 0.845 for that of Pearson (except for the article combination of plates with 0.350). Bland-Altman's graphical analysis showed also the high opposing associations. In conclusion, the EQ-MEs questionnaire is a reliable instrument to evaluate the balance of school menus, easy to use and classifying them.

**Key words:** School menu; reliability; questionnaire; primary school.

## INTRODUCCIÓN

Una alimentación adecuada en la infancia y adolescencia es imprescindible para el correcto crecimiento y desarrollo. Junto a otros hábitos de vida saludable, previene el desarrollo de enfermedades como las cardiovasculares, la diabetes, la obesidad o el cáncer. Además, los hábitos alimentarios se fijan en estos primeros años y perduran en el tiempo (1).

En este sentido, el comedor escolar desempeña un cometido importante, no sólo por la ingesta, sino por su función educativa que lleva asociada. Sirve de vehículo de educación nutricional, reforzando el conocimiento adquirido con la práctica de una alimentación saludable. El medio escolar, junto al familiar, representa el ámbito pedagógico de mayor influencia para la adquisición de hábitos alimentarios y estilos de vida saludables. Las actividades a adoptar por los centros escolares en aspectos nutricionales deberían ser ejemplarizantes y contribuir, en consecuencia, a evitar el exceso de peso corporal en niños y adolescentes.

El comedor escolar también tiene gran relevancia en el entorno mediterráneo, tanto por el número de escolares que lo usan, como por hacerse cargo de una de las más importantes ingestas del día. De forma orientativa, y por ser la comida del medio día, la principal en los países mediterráneos, debería proveer el 30-35% de la energía y nutrientes que los escolares necesitan cada día (2). Según fuentes del Ministerio de Educación, Cultura y Deporte de España, el 31,15% de los alumnos de educación primaria lo usaron durante 9 meses, 5 días a la semana durante el curso 2013-2014 (3). Las comunidades autónomas donde mayor número de escolares utilizaron el comedor escolar fueron País Vasco (66,65%), Madrid (54,9%) y Navarra (47,23%), observándose un menor uso en la Región de Murcia (10,8%), y las ciudades de Ceuta (9,87%) y Melilla (6,55%).

El estudio ALADINO 2015 (4) (escolares de 6 a 9 años) en España, muestra un incremento de su uso pasando del 39% al 44,05%. En algunas comunidades autónomas, como la Comunitat Valenciana, su utilización también se ha incrementado en los últimos años, pasando del 18,6% en 2001 y el 34,7% en 2005, al 55,2% en 2010 (5).

A la hora de planificar los menús escolares, no sólo se tiene que pensar en el contenido de nutrientes, sino también en la forma en la que son suministrados, es decir, cuáles son los alimentos elegidos, cómo se preparan y con qué frecuencia semanal son servidos (6). Y no sólo es importante la correcta planificación del menú escolar para el equilibrio de la alimentación infantil, sino también su evaluación, para comprobar que cumple las recomendaciones (2).

También hay evidencias de que los servicios de comedor escolar contribuyen a mejorar los hábitos saludables de la población infantil (6). Incluso encontramos un efecto protector del comedor escolar en la obesidad infantil (4,7). Por otra parte, estudios realizados en otros países en los que los escolares eligen su menú (tipo autoservicio), reflejan que no cumplen con las recomendaciones (8,9).

Este aspecto, unido al incremento de la prevalencia mundial de obesidad infantil y sus complicaciones (10), ha propiciado diferentes iniciativas basadas en la implementación de normas para la adecuación del menú escolar a una nutrición sana como estrategia para reducir la obesidad infantil, como el ejemplo de la OMS (11).

La prevalencia de exceso de peso (sobrepeso y obesidad) en población infantil en España se encuentra entre las mayores de Europa, según diversos estudios entre el 41,3% y el 45,4% (4).

Por todo ello, hay un creciente interés por la calidad de los menús escolares y el diseño

de instrumentos para proceder a su evaluación (12-14). Aunque existen cuestionarios validados que miden los hábitos de vida o el consumo alimentario (15-17), se carece de un instrumento validado que permita evaluar el equilibrio de un menú escolar. Se entiende que un menú escolar está equilibrado (2,14) cuando contiene las raciones de los grupos de alimentos en su cantidad recomendada, permitiendo un correcto crecimiento y desarrollo de los escolares.

El objetivo de este estudio es aportar evidencias de fiabilidad de un cuestionario que permita evaluar el equilibrio alimentario (cualitativo) de menús escolares.

## MATERIALES Y MÉTODOS

Es un estudio instrumental para la valoración de la fiabilidad de un cuestionario para evaluar el equilibrio alimentario de menús escolares y su clasificación.

El cuestionario, denominado Equilibrio alimentario de Menús Escolares (EQ-MEs), recoge el número de raciones de los distintos grupos de alimentos y otras características (Tabla 1). Su diseño y contenido se validó por un panel de expertos en nutrición y salud pública, a partir de recomendaciones de organismos oficiales, en un estudio previo (14). También en otro estudio previo se aportaron evidencias de validez discriminante (tipo de colegio, ubicación geográfica, empresa responsable de su elaboración) (18).

TABLA 1: Cuestionario EQ-MEs, con el Índice y Escala de Equilibrio.

GRUPO DE ALIMENTO	Recomendaciones de raciones mensuales (14)	Puntuación según cumplimiento de recomendaciones
1. Hortalizas frescas; ensalada	16 – 20	0-1
2. Verdura cocida	4 – 8	0-1
3. Total patatas	4 – 8	0-1
4. Patatas fritas	0 – 3	0-1
5. Pasta y arroz	8 – 12	0-1
6. Legumbres	6 – 8	0-1
7. Total carne	6 – 10	0-1
8. Derivados cárnicos: embutido, fiambres, Frankfurt...	0 – 3	0-1
9. Total pescado	8 – 12	0-1
10. Pescado precocinado: varitas, formas...	0 – 3	0-1
11. Pescado azul	4 – 8	0-1
12. Otros precocinados o fritos: empanadillas, croquetas, nuggets	0 – 3	0-1
13. Total huevos	4 – 6	0-1
14. Total lácteos	0 – 4	0-1
15. Postre dulce: natillas, flan, helado, mousse	0 – 3	0-1
16. Fruta natural	16 – 20	0-1
17. Buena combinación (días)	15 – 20	0-1
Índice de equilibrio:		0-17
Buena información (días)	15-20; <15 menú no valorable	
Escala de equilibrio		
De 0 a 3 puntos	Muy poco equilibrado	
De 4 a 8 puntos	Poco equilibrado	
De 9 a 13 puntos	Adecuado	
De 14 a 17 puntos	Equilibrado	

Los colegios eran de educación primaria (de 6 a 12 años), de la Comunitat Valenciana (España) con gestión del comedor propia del centro escolar o mediada por una empresa externa.

El cuestionario está conformado por 17 ítems referidos a grupos de alimentos (verdura cruda o ensalada, otros tipos de verdura, patatas, cereales como arroz o pasta, legumbres, carne, pescado, huevos, lácteos y fruta fresca), alimentos específicos (derivados

cárnicos, pescado azul y postre dulce), técnicas culinarias (patatas fritas, pescado precocinado y fritos) y la combinación del primer y segundo plato en el menú diario. Se considera que un menú diario está mal combinado cuando el ingrediente principal del primer plato es del mismo grupo que el del segundo plato, o la guarnición del segundo es del mismo grupo que el ingrediente principal del primero. Los ingredientes principales del primer y segundo plato se consideran como una ración, y los ingredientes secundarios o guarniciones como media ración. Cada uno de estos ítems (número total de raciones) se compara con la recomendación de consumo mensual de su grupo, otorgándole el valor 0 si no la cumple y 1 si la cumple. La puntuación final se obtiene sumando los puntos de los 17 ítems, dando lugar al índice EQ-MEs (rango entre 0-17 puntos). La ordenación según este índice permite realizar una clasificación del equilibrio del menú: se considera “muy poco equilibrado”, de 0 a 3 puntos; se clasifica como “poco equilibrado”, de 4 a 8 puntos; se considera “adecuado”, de 9 a 13 puntos; y se clasifica como “equilibrado”, entre 14 y 17 puntos.

Con una muestra de 255 planificaciones mensuales de 20 menús cada uno, se analizó la fiabilidad (19,20). Se determinó la reproducibilidad (coeficiente de correlación intraclase (CCI) y el coeficiente de correlación de Pearson), tanto para valorar el grado de acuerdo intraobservador (observador 1) como para valorar el grado de acuerdo interobservadores (entre el observador 1 y el observador 2).

Las evaluaciones del grado de acuerdo por parte del observador 1 se hicieron con un año de diferencia, en 2014 y 2015. La evaluación del observador 2 se produjo en 2016. Ambos investigadores son nutricionistas y con formación previa para utilizar el cuestionario EQ-MEs.

Con la misma muestra de 255 planificaciones

de menús, se completó el estudio de la fiabilidad con el análisis gráfico de Bland-Altman, con el que se puso de manifiesto el grado de acuerdo mediante dos gráficas que comparaban la media de los puntos del cuestionario (tanto intraobservador como entre observador 1 y observador 2) y la diferencia de esas medias.

El análisis estadístico de los datos se realizó mediante el paquete estadístico SPSS v.17, con un grado de confianza del 95%.

## RESULTADOS

Los valores de CCI con respecto al grado de acuerdo intraobservador se muestran en la tabla 2, siendo considerados muy buenos, entre 0,940 y 1. El recuento de puntos del cuestionario obtuvo 0,997 y la escala 0,992. El coeficiente de correlación de Pearson mostró una asociación fuerte, entre 0,900 y 0,990. El recuento de puntos del cuestionario obtuvo 0,994 y la escala 0,984.

En los resultados de la comparativa interobservadores (Tabla 3) los valores de CCI también fueron buenos o muy buenos (entre 0,771 y 0,980), si se exceptúa el ítem de combinación de platos (0,516), que fue moderado. El recuento de puntos del cuestionario obtuvo 0,895 y la escala 0,845. El coeficiente de correlación de Pearson tuvo una correlación débil para el ítem de combinación de platos (0,350). Para el resto de ítems fue moderada o fuerte (0,628-0,971), donde el recuento de puntos del cuestionario obtuvo 0,811 y la escala 0,730.

El análisis gráfico de Bland-Altman reflejó el excelente grado de estabilidad intraobservador (Figura 1), con una diferencia entre las medias de -0,02 (IC95% = 0,23; -0,27), y el muy buen grado de acuerdo entre observadores (Figura 2), con una diferencia entre las medias de 0,14 (IC95% = 1,36; -1,08), ya que la mayoría de los puntos se encontraban entre las dos líneas de  $\pm 2DT$ .

TABLA 2. Correlación intraobservador entre grupos de alimentos, puntuación y resultados de la escala.

Ítems*	Media 1 <sup>a</sup> observación (DT)	Media 2 <sup>a</sup> observación (DT)	CCI (IC95%)	R de Pearson
Ensalada	16,51 (5,91)	16,48 (5,93)	0,999 (0,999-0,999)	0,998a
Verdura cocida	5,84 (1,83)	5,84 (1,83)	1 (0,999-1)	0,999a
Patata	4,76 (2,18)	4,77 (2,18)	0,999 (0,999-0,999)	0,998a
Patata frita	3,38 (2,04)	3,38 (2,04)	1 (1-1)	1a
Arroz-Pasta	12,55 (1,73)	12,55 (1,73)	1 (1-1)	0,999a
Legumbre	5,35 (1,37)	5,35 (1,37)	1 (0,999-1)	0,999a
Carne	13,44 (2,11)	13,43 (2,1)	1 (1-1)	0,999a
Embutido	2,6 (1,34)	2,59 (1,34)	1 (1-1)	1a
Pescado	7,53 (1,9)	7,53 (1,9)	1 (1-1)	1a
Pescado Azul	1,73 (1,36)	1,72 (1,34)	0,998 (0,997-0,998)	0,996a
Pescado precocinado	2,67 (1,42)	2,65 (1,42)	0,988 (0,984-0,990)	0,980a
Huevo	4,2 (1,44)	4,19 (1,45)	1 (0,999-1)	0,999a
Fritos	4,24 (1,88)	4,24 (1,88)	1 (1-1)	1a
Lácteo	6,21 (4,49)	6,21 (4,49)	0,997 (0,996-0,998)	0,994a
Postre dulce	1,92 (2,44)	1,83 (2,28)	0,949 (0,935-0,960)	0,906a
Fruta	14,48 (3,08)	14,5 (3,06)	0,991 (0,989-0,993)	0,982a
Combinación	16,92 (2,1)	16,92 (2,1)	1 (1-1)	1a
Puntos**	9,17 (2,28)	9,18 (2,27)	0,997 (0,996-0,998)	0,994a
Escala***	1,61 (0,5)	1,62 (0,5)	0,992 (0,990-0,994)	0,984a

DT: Desviación Típica; CCI: Coeficiente de Correlación Intraclase; IC: Intervalo de Confianza al 95%

\*raciones/mes; \*\*0-17 puntos; \*\*\*0-3; ap<0.001

TABLA 3. Concordancia interobservadores entre grupos de alimentos, puntuación y resultados de la escala.

Ítems*	Media 1 <sup>a</sup> observación (DT)	Media 2 <sup>a</sup> observación (DT)	CCI (IC95%)	R de Pearson
Ensalada	16,51 (5,91)	16,72 (5,87)	0,985 (0,981-0,988)	0,971a
Verdura cocida	5,84 (1,83)	7,55 (2)	0,777 (0,715-0,826)	0,640a
Patata	4,76 (2,18)	5,01 (2,1)	0,917 (0,894-0,935)	0,847a
Patata frita	3,38 (2,04)	2,98 (1,88)	0,927 (0,907-0,943)	0,867a
Arroz-Pasta	12,55 (1,73)	11,75 (1,69)	0,885 (0,853-0,910)	0,794a
Legumbre	5,35 (1,37)	4,98 (1,42)	0,906 (0,879-0,926)	0,829a
Carne	13,44 (2,11)	13,67 (2,17)	0,883 (0,851-0,909)	0,795a
Embutido	2,6 (1,34)	3,39 (1,6)	0,799 (0,742-0,843)	0,677a
Pescado	7,53 (1,9)	7,51 (2,13)	0,920 (0,897-0,937)	0,859a
Pescado Azul	1,73 (1,36)	1,68 (1,27)	0,885 (0,852-0,910)	0,795a
Pescado precocinado	2,67 (1,42)	1,95 (1,39)	0,847 (0,805-0,881)	0,735a
Huevo	4,2 (1,44)	3,94 (1,48)	0,925 (0,904-0,942)	0,861a
Fritos	4,24 (1,88)	4,26 (1,99)	0,771 (0,706-0,821)	0,628a
Lácteo	6,21 (4,49)	6,19 (4,51)	0,954 (0,942-0,964)	0,913a
Postre dulce	1,92 (2,44)	1,75 (2,13)	0,892 (0,862-0,916)	0,812a
Fruta	14,48 (3,08)	14,43 (3,06)	0,965 (0,955-0,973)	0,933a
Combinación	16,92 (2,1)	18,24 (1,91)	0,516 (0,318-0,622)	0,350a
Puntos**	9,17 (2,28)	9,27 (2,29)	0,895 (0,866-0,918)	0,811a
Escala***	1,61 (0,5)	1,61 (0,49)	0,845 (0,990-0,994)	0,733a

DT: Desviación Típica; CCI: Coeficiente de Correlación Intraclase; IC: Intervalo de Confianza al 95%

\*raciones/mes; \*\*0-17 puntos; \*\*\*0-3; ap<0.001

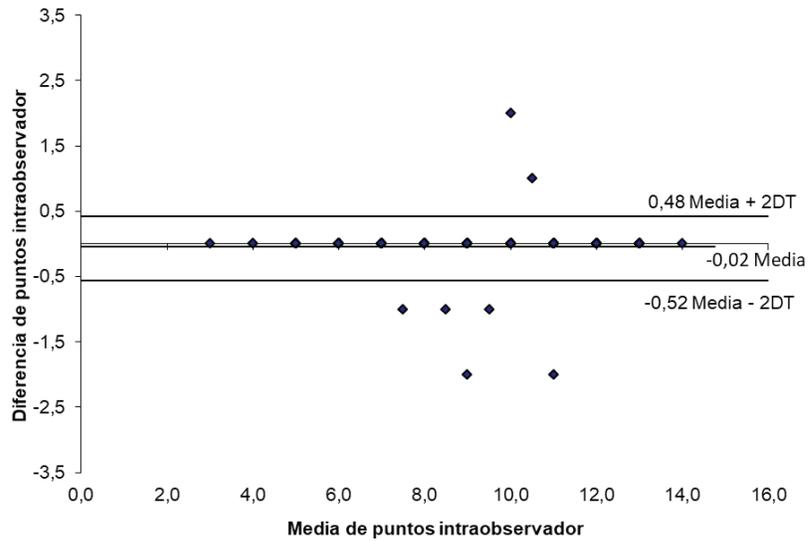


FIGURA 1. Gráfico Bland-Altman para la estimación del acuerdo intraobservador de los puntos del cuestionario EQ-MEs.

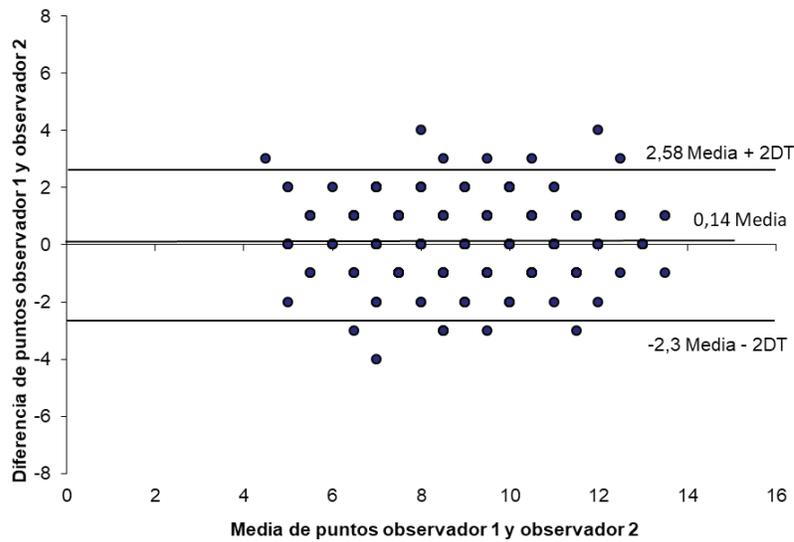


FIGURA 2. Gráfico Bland-Altman para la estimación del acuerdo de los puntos del cuestionario EQ-MEs entre observador 1 y observador 2.

**DISCUSIÓN**

El objetivo del estudio fue aportar evidencias de fiabilidad del cuestionario EQ-MEs, que permite evaluar el equilibrio alimentario de menús escolares. La validez basada en el contenido

y otras evidencias de validez discriminante ya fueron reportadas previamente (14,18). Por otro lado, el instrumento es muy fiable, pues mostró un alto grado de acuerdo intraobservador y un buen acuerdo entre observadores.

No se pueden comparar los resultados con otros estudios de fiabilidad de cuestionarios de evaluación de menús escolares, pero sí se pueden comparar con otros que validan cuestionarios de frecuencia de consumo alimentario infantil.

El grado de acuerdo intraobservador con el coeficiente de correlación de Pearson está entre 0,900 y 0,990, mayor que en otros estudios de validación de cuestionarios de alimentación y actividad física de escolares entre 8 y 12 años en México (0,572-0,827) (15), así como en niños y adolescentes japoneses entre 3 y 16 años (0,540-0,840) (16). El rango del acuerdo intraobservador medida con el CCI oscila entre 0,940 y 1. El intervalo en otros estudios es menor, encontrándose entre 0,310-0,750 (21) en un trabajo sobre la fiabilidad de un cuestionario de frecuencia de consumo de alimentos ricos en calcio en EEUU, en escolares entre 5 y 21 años; entre 0,300-0,820 (22) en la valoración de la reproducibilidad de un cuestionario administrado a padres daneses de niños de 3 a 9 años; entre 0,310-0,730 (23) en la valoración de la fiabilidad de un cuestionario administrado a padres libaneses de niños de 5 a 10 años; y entre 0,350-0,780 (17) en la valoración de la reproducibilidad de un cuestionario en niños neozelandeses de 9 a 10 años.

Exceptuando la correlación moderada del ítem de combinación de platos (CCI=0,516 y r de Pearson=0,350), se pueden resaltar los buenos resultados de la armonía interobservadores (CCI entre 0,771-0,980 y r de Pearson entre 0,628-0,971), aunque no es posible compararlos con otros estudios, ya que en el caso de test-retest los cuestionarios de frecuencia de consumo de alimentos los contesta siempre la misma persona, y en el cuestionario para evaluar un menú lo pueden cumplimentar diferentes evaluadores.

El análisis gráfico de Bland-Altman permite visualizar el grado de acuerdo de las puntuaciones de las diferentes evaluaciones del

equilibrio de los menús escolares. Este método se utiliza en algunos estudios (16, 22, 23) para aportar información adicional y alternativa, de una manera muy visual y sencilla, sobre la fiabilidad de cuestionarios de frecuencia de consumo alimentario. En este sentido, la fiabilidad del cuestionario EQ-Mes se comporta de manera similar a estos estudios. En la Figura 1 se observan menor número de puntos (aunque el número de menús analizados es el mismo), ya que la mayoría coinciden en la línea de la diferencia de puntos del número cero.

Entre las limitaciones encontradas en el estudio presentado se destaca la dificultad de recuento de algunos ingredientes principales o secundarios en determinados platos del menú ofrecido en papel. Se debe a la falta de información al no especificar el ingrediente secundario o la guarnición, o al propio nombre de la receta (si no se detallan los ingredientes), o la interpretación del plato (si incluye o no verdura, etc.). La combinación del primer y segundo plato también puede llevar en ocasiones a alguna confusión entre observadores por la clasificación de los ingredientes en principales o secundarios y su pertenencia al mismo grupo. También puede aparecer el sesgo del cálculo del grado de acuerdo intraobservador, que puede sobreestimar el acuerdo por el efecto del recuerdo, de la memoria de la primera valoración sobre la segunda. Sesgo que es poco probable en este estudio porque entre las dos evaluaciones dista un año.

## CONCLUSIONES

El cuestionario EQ-MEs es un instrumento fiable para evaluar el equilibrio alimentario de menús escolares. Es fácil de utilizar y permite clasificar los menús escolares.

La utilización de este cuestionario puede ser relevante para la planificación y el diseño de

políticas públicas que permitan el control de la obesidad infantil y las enfermedades crónicas no transmisibles en el ámbito escolar.

### REFERENCIAS

1. Moreno JM, Galiano MJ. Alimentación del niño preescolar, escolar y del adolescente. *Pediatría Integral*. 2015;XIX:268-76.
2. De Arpe C, Villarino A. La nutrición y el comedor escolar: su influencia sobre la salud actual y futura de los escolares. En: *Nutrición y alimentación en el ámbito escolar*. Madrid, Jesús Román Martínez Álvarez, editor; 2012.p.45-57.
3. Alumnado usuario de servicios complementarios por titularidad del centro, comunidad autónoma/provincia, tipo de servicio y enseñanza. *Educabase*. Ministerio de Educación, Cultura y Deporte. [Consultado el 15-09-2016] Disponible en: <http://www.mecd.gob.es/servicios-al-ciudadano-mecd/estadisticas/educacion/no-universitaria/centros/centros-servicios-estadisticas/2013-2014-Ultimos-RD.html>.
4. Estudio ALADINO 2015: Estudio de Vigilancia del crecimiento, Alimentación, Actividad Física, Desarrollo Infantil y Obesidad en España 2015. Agencia Española de Consumo, Seguridad Alimentaria y Nutrición. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Madrid, 2016.
5. Viedma P, Torner MJ, Irlés MA, López R, editores. *Encuesta de Salud de la Comunitat Valenciana*. Valencia: Generalitat, Conselleria de Sanitat;2012.498p.
6. Raulio S, Roos E, Pártala R. School and workplace meals promote healthy food habits. *Public Health Nutr*. 2010;13:987-92.
7. Zurriaga O, Pérez-Panadés J, Quiles J, Costa MG, Anes Y, Quinones C, et al. The OBICE study: a case-control study based on sentinel networks. *Public Health Nutr*. 2011;14:1105-13.
8. Nelson M, Lowes K, Hwang V. The contribution of school meals to food consumption and nutrient intakes of young people aged 4-8 years in England. *Public Health Nutr*. 2007;10:652-62.
9. Woods J, Bressan A, Langelaan C, Mallon A, Palermo C. Australian school canteens: menu guideline adherence or avoidance? *Health Promot J Austr*. 2014;25:110-15.
10. Herouvi D, Karanasios E, Karayianni C, Karavanaki K. Cardiovascular disease in childhood: the role of obesity. *Eur J Pediatr*. 2013;172:721-32.
11. Organización Mundial de la Salud. Informe de la Comisión para acabar con la obesidad infantil. Ginebra: OMS;2016. Disponible en: [www.who.int/end-childhood-obesity/es](http://www.who.int/end-childhood-obesity/es).
12. Patterson E, Quetel AK, Lilja K, Simma M, Olsson L, Elinder LS. Design, testing and validation of an innovative web-based instrument to evaluate school meal quality. *Public Health Nutr*. 2012;16:1028-36.
13. Mateo B, Canina MA, Ojeda B, Enciso LC, de la Cruz Marcos S, de Miguelsanz JMM, et al. Diseño y aplicación de un cuestionario de calidad dietética de los menús escolares. *Nutr Hosp*. 2015;31:225-35.
14. Llorens-Ivorra C, Quiles-Izquierdo J, Richart-Martínez M, Arroyo-Bañuls I. Diseño de un cuestionario para evaluar el equilibrio alimentario de menús escolares. *Rev Esp Nutr Hum Diet*. 2016;20:39-46.
15. Guerrero G, López J, Villaseñor N, Gutiérrez C, Sánchez Y, Santiago L, et al. Diseño y validación de un cuestionario de hábitos de vida de alimentación y actividad física para escolares de 8-12 años. *Rev Chil Salu Publica*. 2014;18:249-56.
16. Kobayashi T, Kamimura M, Imai S, Toji C, Okamoto N, Fukui M, et al. Reproducibility and validity of the food frequency questionnaire for estimating habitual dietary intake in children and adolescents. *Nutr J*. 2011;10:27.
17. Saeedi P, Skeaff SA, Wong JE, Skidmore PM. Reproducibility and relative validity of a short food frequency questionnaire in 9-10 year-old children. *Nutrients*. 2016;8:271.
18. Llorens-Ivorra C, Arroyo-Bañuls I, Quiles-Izquierdo J, Richart-Martínez M. Evaluación del equilibrio alimentario de los menús escolares de la Comunidad Valenciana (España) mediante un cuestionario. *Gac Sanit*. En prensa 2017. <http://dx.doi.org/10.1016/j.gaceta.2017.01.010>.
19. Carvajal A, Centeno C, Watson R, Martínez M, Sanz Rubiales A. ¿Cómo validar un instrumento de medida de la salud? *An Sist Sanit Navar*. 2011;34:63-72.

20. Mokkink LB, Prinsen CAC, Bouter LM, de Vet HC, Terwee CB. The COnsensus-based Standards for the selection of health Measurement Instruments (COSMIN) and how to select an outcome measurement instrument. *Braz J Phys Ther.* 2016;20:105-13.
21. Ollberding NJ, Gilsanz V, Lappe JM, Oberfield SE, Shepherd JA, Winer K, et al. Reproducibility and intermethod reliability of a calcium food frequency questionnaire for use in hispanic, non-hispanic black, and non-hispanic white youth. *J Acad Nutr Diet.* 2015;115:519-26.
22. Buch-Andersen T, Pérez-Cueto FJA, Toft U. Relative validity and reproducibility of a parent-administered semi-quantitative FFQ for assessing food intake in Danish children aged 3-9 years. *Public Health Nutr.* 2015;19:1184-94.
23. Moghames P, Hammami N, Hwalla N, Yazbeck N, Shoaib H, Nasreddine L, et al. Validity and reliability of a food frequency questionnaire to estimate dietary intake among Lebanese children. *Nutr J.* 2016;15:4.

Recibido: 05-05-2017

Aceptado: 25-09-2017