



Original/*Pediatría*

Validación de la subescala de hábitos alimentarios en niños (SEHAN) de 10 a 12 años

Vicente Nebot¹, Ana Pablos¹, Laura Elvira¹, José Francisco Guzmán², Eraci Drehmer¹ y Carlos Pablos¹

¹Universidad Católica de Valencia "San Vicente Mártir". Spain. ²Universidad de Valencia. Spain.

Resumen

Introducción: La vulnerabilidad de los niños y la actual situación epidemiológica, hace necesario el uso de instrumentos validados para estudiar sus hábitos alimenticios tanto en contextos familiares como en escolares.

Objetivo: Validar una Subescala de Hábitos Alimentarios en Niños (SEHAN), de 10 a 12 años.

Método: Se validó el instrumento y sus ítems por cinco expertos y a partir de estas valoraciones se calculó el coeficiente de concordancia canónica (CCC). Para la fiabilidad y consistencia interna, 134 estudiantes completaron dos veces la subescala y se calculó el Coeficiente de Correlación Intraclase (CCI), el Coeficiente de Correlación de Spearman (CCS) y el test Wilcoxon. Para la validez criterial se halló el CCS de 187 alumnos. Se valoró la correlación entre IMC y pliegue tricipital (PLT) con la puntuación final de la SEHAN.

Resultado: La SEHAN quedó compuesta por 27 ítems. La puntuación de los expertos fue de 3.94 (sobre 4 puntos posibles). El CCC fue del 83.04%. El resultado del test de Wilcoxon, fue ($p < .05$). Para el 81.86% de la subescalase obtuvo un CCI $> .06$. El CCI rango fue .467 - .914 para 25 de los 27 ítems. El CCS rango fue .350 - .777 ($p < .01$) en 25 de las 27 variables. El CCS para la validez criterial de la SEHAN con IMC y PLT en ambos casos fue ($p < .05$).

Conclusiones: La SEHAN demostró ser un instrumento válido, fiable, sencillo, de rápida administración y fácil comprensión.

(Nutr Hosp. 2015;31:1533-1539)

DOI:10.3305/nh.2015.31.4.8413

Palabras clave: Cuestionario. Hábito de alimentación. Validez. Reproducibilidad. Niño.

VALIDATION OF EATING HABITS SUBSCALE IN CHILDREN (SEHAN: SPANISH VERSION) FROM 10 TO 12 YEARS

Abstract

Introduction: The vulnerability of children and the current epidemiological situation requires the use of validated instruments to study their eating habits in contexts like home and school.

Objective: Validating a subscale Eating Habits in Children, aged between 10 and 12 years.

Method: To study the validity and the internal logic of the instrument, 5 experts rated each item and afterwards, the canonical coefficient concordance (CCC) was calculated. 134 students completed the subscale two times to ensure the study consistency and reliability. The Intraclass Correlation Coefficient (ICC), the Spearman Correlation Coefficient (SCC) and Wilcoxon test were calculated. 187 students were involved for the criterion validity. The SCC between BMI and triceps skinfold (TS) was assessed with the final subscale score.

Result: The subscale was finally composed by 27 items. The experts score was 3.94 (out of 4 possible points). The CCC was 83.04%. Wilcoxon result was ($p < .05$) to each item. Result of ICC $> .06$ was obtained to 81.86% of the subscale. The ICC was (range 467-914) for 25 out of the 27 items. The CCS was (range 350-777) ($p < .01$) in 25 out of the 27 variables. The SCC for criteria validity of de Subscale with BMI and PLT was in both cases ($p < .05$).

Conclusions: It is proven that this subscale is a valid instrument, reliable, simple, with fast delivery and easy understanding.

(Nutr Hosp. 2015;31:1533-1539)

DOI:10.3305/nh.2015.31.4.8413

Key words: Questionnaire. Eating habits. Validity. Reliability. Child.

Correspondencia: Vicente Nebot Paradells.
Universidad Católica de Valencia "San Vicente Mártir".
Departamento CC Actividad Física y Deporte.
C / Virgen de la Soledad s / n, 46900 Torrent, Valencia, España.
E-mail: vicente.nebot@ucv.es

Recibido: 25-XI-2014.
Aceptado: 20-XII-2014.

Abreviaturas

OMS: Organización Mundial de la Salud
CA: Calidad en la Alimentación
FCA: Frecuencia de Consumo de Alimentos
GE: Grupo de Expertos

CCI: Coeficiente de Correlación Intraclase
CCS: Coeficiente de Correlación de Spearman
CCC: Coeficiente de Concordancia Canónica
IMC: Índice de Masa Corporal
PLT: Pliegue Tricipital

Introducción

La actual situación epidemiológica del mundo^{1,6} ha acrecentado el interés por el estudio de la obesidad y sus factores de instauración, considerándose el sobrepeso y la obesidad infantil uno de los problemas más graves de salud pública en el mundo¹⁻². Especialmente emergente en la infancia y la adolescencia, el sobrepeso tiene una tendencia ascendente³, predispone a sufrir enfermedades asociadas al exceso de peso, no solo en edad pediátrica, sino también en edad adulta⁴, causando cada año en adultos más de 2,6 millones de defunciones⁵.

Los principales factores de riesgo para el desarrollo de esta enfermedad son los malos hábitos alimentarios y la inactividad^{3,5}, siendo la infancia la etapa donde se establecen patrones, hábitos y estilos de vida⁶. Por esto resulta vital una gestión global que permita detectar estos problemas precozmente, gracias al uso de instrumentos fiables y válidos² que nos permitan evaluar hábitos en edades tempranas⁷.

A pesar de las diferentes técnicas de recogida de datos, en este artículo nos referimos a escalas o inventarios, como instrumentos cuyo objetivo es la comparabilidad de la información⁸, permitiendo un escalamiento de sus ítems y ofreciendo puntuaciones finales⁹.

Cualquier instrumento de medición debe poseer unas características concretas: viabilidad, fiabilidad, validez de contenido y de constructo, y sensibilidad⁸. Y aunque fiabilidad y validez son exigencias necesarias para todos, las otras propiedades psicométricas dependen del contexto de aplicación⁹.

En este estudio, se detalla el proceso de creación y validación de la SEHAN. Esta subescala es especialmente innovadora porque evalúa la calidad alimentaria (CA), mientras que la mayoría de cuestionarios similares, únicamente se refieren a la determinación cuantitativa de nutrientes o alimentos¹⁰.

La subescala, tiene dos dimensiones principales: El CA y la Frecuencia de Consumo de Alimentos (FCA). Forma parte del Inventario de Hábitos Saludables, (IHS).

Objetivos

Se pretende validar una subescala de hábitos alimentarios para su uso en niños de entre 10 y 12 años, correspondientes en base al sistema educativo español a los cursos de 5º y 6º de educación primaria.

Métodos

Diseño del Estudio

Durante la primera fase se determinaron las dimensiones de estudio y se definieron el número de ítems por dimensión, así como su presentación, redacción y opción de respuesta, en base a la bibliografía existente y referente a la población de destino.

En la segunda fase del estudio se observó la adaptabilidad, comprensión y claridad de los ítems, así como su viabilidad económica y temporal, administrándose el cuestionario a un grupo piloto de 20 estudiantes de las mismas características que la población diana.

En la tercera fase, ya con el cuestionario definitivo, se estudiaron sus propiedades psicométricas.

Muestra

Grupo de Expertos (GE)

Un GE compuesto por 5 profesionales de la salud con experiencia en el área de nutrición, clínica pediátrica e investigación. Participaron en la validación de la escala en dos ocasiones. La primera para responder en base a la suficiencia, claridad, coherencia y relevancia de los ítems, dando información acerca de la validez del contenido. Y la segunda vez para ordenar las opciones de cada ítem en función de su nivel saludable, atendiendo a las recomendaciones alimentarias (en la edad de 10 – 12 años).

Participantes

Los participantes (N=321), fueron niños matriculados en colegios de la provincia de Valencia y Castellón, de escuelas públicas, concertadas y privadas, de zonas metropolitanas y rurales, de edades entre 10 y 12 años, que fueron autorizados por sus tutores legales, participaron de forma voluntaria como sujetos de observación y fueron divididos en dos grupos:

- Por un lado la población que participó en el estudio de la estabilidad den el tiempo de la subescala mediante el método test-retest, fueron niños escolarizados de edades comprendidas entre 10 y 12 años, correspondientes a los cursos de 5º y 6º de Primaria del sistema educativo español. En la línea de otros estudios parecidos⁷, el tamaño de la muestra objetivo fue de 100 niños, ya que el tamaño ideal de la muestra se encuentra entre 100–200, en función de los ítems de la subescala¹¹. No obstante, participaron 134 alumnos (56.6% varones y 44.4% mujeres), de edades comprendidas entre 10 y 12 años, (Edad 10.95 ± .726). Todos ellos completaron la subescala en dos ocasiones de manera voluntaria.

- Por otro lado, para estudiar la validez criterio del instrumento, en base al índice de masa corporal (IMC) y el pliegue tricípital (PLT) se encuestó a 187 niños más. De este modo la muestra definitiva para el IMC fue de 187 alumnos (48.6 % varones y 51.4% mujeres) y para el PLT de 157 alumnos (47.1% varones y 52,9 % mujeres), de edades comprendidas entre 10 y 12 años, (Edad $10.78 \pm .676$)

Procedimiento de estudio y administración de la subescala

En la fase final de la creación del instrumento, se procedió a la validación de las características métricas haciendo uso del GE y de los grupos de escolares.

La validez lógica y de contenido, fue evaluada por el GE mediante un documento creado para ellos. Cada ítem y dimensión, se valoró en base a su adecuación, consistencia, relevancia y claridad siguiendo un modelo de respuesta tipo Likert de 1 al 4, de menor a mayor acuerdo (1= No cumple con el criterio, 2 = Bajo Nivel, 3 Moderado Nivel y 4 Alto Nivel). Todos los expertos respondieron de forma independiente y contaron con los mismos indicadores para realizar su juicio. Con este proceso se definió la imagen final del instrumento.

Para completar el proceso de validación y fiabilidad, se siguió una metodología test-retest, administrándose el instrumento al primer grupo de escolares. Estos completaron el cuestionario bajo la presencia de un evaluador y cumplieron el cuestionario en dos ocasiones, con un espacio temporal de 14 días.

Tras comprobar la viabilidad, el GE puntuó las posibles respuestas de la subescala, de más a menos saludables, y se estudió su concordancia en la respuesta. Esto sirvió para estudiar la diferencia entre observadores, y comprobar que la simplicidad del instrumento y de sus respuestas, no afectaba a su validez y lógica, o viceversa.

Finalmente, el cuestionario fue administrado al segundo grupo de escolares, a los que también se les tomó el pliegue tricípital, la talla y el peso, acorde al protocolo de la ISAK por el mismo antropometrista (acreditado Nivel I).

Este estudio se ha desarrollado de acuerdo a lo establecido en la Declaración de Helsinki para la investigación biomédica de la Asociación Médica Mundial. Además ha sido aprobado por el Comité Ético de esta universidad, y autorizado por el Secretario Autonómico de Educación de la Generalitat Valenciana. Asimismo, los escolares fueron autorizados por sus tutores legales y participaron voluntariamente.

Análisis estadístico de los datos

Validez y Lógica del Instrumento: Se evaluó a través de las puntuaciones medias y totales aportadas por los expertos, en función de cada dimensión y

para el total de la subescala, según su adecuación, consistencia, relevancia y claridad del instrumento. Por otro lado se calculó el Coeficiente de Concordancia Canónica (CCC) entre los expertos. Esta correlación marca el acuerdo existente entre los jueces a la hora de reconocer una respuesta como más o menos correcta. Estos análisis se llevaron a cabo siguiendo el modelo de Anguera¹², considerándose tanto las puntuaciones de cada ítem, como por dimensión y del instrumento.

Fiabilidad y Consistencia Interna: Con el método Test-retest se calculó como recomiendan algunos autores el Coeficiente de Correlación Intraclase (CCI), y el coeficiente de correlación de Spearman (CCS)^{7,2,13}. A nivel de grupo y, para comprobar si los datos obtenidos en el test-retest eran estadísticamente distintos, se evaluó la homogeneidad de los datos mediante la prueba no paramétrica para muestras relacionadas de Wilcoxon.

Validez Criterial: Con la intención de conocer si existía relación entre las dimensiones de estudio de alimentación (CA y FCA) y las variables antropométricas IMC y PTL, se calculó el CCS por dimensión y variable antropométrica.

A excepción del CCC, que se calculó creando una matriz de datos en el software Microsoft Excel versión 2010 de Windows, el resto de análisis se realizaron con el programa estadístico IBM Statistics SPSS versión 20.0 para Windows (SPSS, Chicago, IL, U.S.A.).

Resultados

Instrumento

La SEHAN quedó compuesta por 27 ítems. Los 16 primeros de CA y los 11 siguientes de FCA. La puntuación de referencia marcada por los expertos como perfecta, fue de 118 puntos.

Las puntuaciones obtenidas para la SEHAN, halladas a partir de la muestra participante en la metodología test-retest, fueron respectivamente para la primera y segunda medición: media 87.066 ± 11.340 y 88.067 ± 10.885 , mínimo 48 y 48, máximo 110 y 110 puntos, respectivamente.

Validez y Lógica del Instrumento:

En la tabla I se muestran los resultados de la encuesta realizada al GE (n=6). Estos evaluaron cada ítem en función de su adecuación, consistencia, relevancia y claridad, según la dimensión en la que se enmarcaba cada pregunta y también en relación a la SEHAN. Las puntuaciones que podían otorgar oscilaban entre 1 y 4 de menor a mayor acuerdo. La puntuación media obtenida para toda la subescala fue de 3.94 (sobre 4 puntos).

En cuanto a la validez de contenido, el GE (n=6), respondió a cada ítem, ordenando las posibles respues-

Tabla I
Resultados de las puntuaciones de validez y lógica otorgadas por el grupo de expertos

	<i>N</i>	<i>Mm</i>	<i>Max</i>	<i>M</i>	<i>DS.</i>
Adecuación ítems calidad	6	3.67	3.83	3.75	.09
Consistencia ítems calidad	6	3.83	4.00	3.94	.09
Relevancia ítems calidad	6	3.67	4.00	3.80	.13
Claridad ítems calidad	6	3.83	4.00	3.92	.09
¹ Media de los ítems de calidad	6	3.67	4.00	3.89	.02
Adecuación ítems frecuencia	6	4.00	4.00	4.00	.00
Consistencia ítems frecuencia	6	4.00	4.00	4.00	.00
Relevancia ítems frecuencia	6	3.83	4.00	3.95	.08
Claridad ítems frecuencia	6	4.00	4.00	4.00	.00
¹ Media de los ítems de frecuencia	6	3.83	4.00	3.98	.04
² Media de la SEHAN	6	3.67	4.00	3.94	.02

¹Media de los ítems de calidad y frecuencia (Adecuación, consistencia, relevancia y claridad)

²Media de la SEHAN (Media de los ítems de calidad y media de los ítems de frecuencia)

tas del cuestionario de más a menos saludables acorde a la muestra de estudio. Una vez obtenidas las puntuaciones individuales, se calculó la concordancia entre los expertos, siendo del 100% de concordancia en la parte de calidad de la alimentación, del 75.75% de concordancia en la parte de frecuencia de consumo de alimentos, y de un 83.04% de concordancia final para la SEHAN.

Fiabilidad y Consistencia Interna: Test-Retest

Los resultados obtenidos en el test de Wilcoxon y el CCI, junto con las medias obtenidas para el primer y el segundo test, se presentan en la tabla II.

La prueba no paramétrica de Wilcoxon para 2 muestras relacionadas, mostró que no existían diferencias en el test-retest ($p > .05$) para ningún ítem de la SEHAN.

El CCI, excluyendo los ítems “No come” y “No cena”, que obtienen un CCI pobre, (indicativo de una alta sensibilidad al cambio), fue de un CCI (rango .467 - .914), lo que corresponde a un rango de “moderado” a “excelente”, respondiendo la media obtenida a un buen nivel de fiabilidad, ($.725 \pm .124$).

Los resultados de dependencia entre la primera y segunda medición, calculada mediante el CCS, se adjunta en la Tabla II. El único ítem que no mantuvo estabilidad temporal fue “No come”, ($p > .05$). El resto de variables obtuvieron una correlación estadísticamente significativa. El ítem “No cena” obtuvo una correlación significativa univariante de .173 ($p < .05$). Y en el resto de variables la correlación fue significativa bivalente, con rango entre .350 y .777 ($p < .01$).

Validez Criterial:

Los cálculos obtenidos con el CCS, entre la puntuación final del cuestionario y el IMC ($r = .149$) y el PLT ($r = .170$), muestran correlaciones estadísticamente significativas univariantes en ambos casos ($p < .05$).

Discusión

Ante las estrategias desarrolladas a nivel mundial que han tratado de detener sin éxito el aumento de la obesidad¹⁴, se advierte la necesidad de diseñar instrumentos capaces de evaluar factores modificables en el niño, como son los hábitos de salud y poder realizar una detección temprana que evite la amenaza de instauración de esta enfermedad.

La SEHAN demostró ser un instrumento viable, contando con apoyo gráfico y resultando de fácil y rápido cumplimentado. No obstante, como otros instrumentos para niños¹⁵, se recomienda la presencia de un adulto (padre/tutor/observador), para su administración a grupos.

En este trabajo, se demuestra la validez y la lógica de este instrumento. Para ello, acorde a lo descrito en otros estudios^{9,16}, se evaluó la subescala en base a su suficiencia, claridad, coherencia y relevancia, obteniendo una puntuación muy positiva, (3.94 sobre 4 puntos posibles) por parte de los expertos. Del mismo modo, el grado de acuerdo entre los jueces fue del 100% para CA, del 75.75% para FCA, y del 83.04% para la puntuación final, obteniendo un nivel satisfactorio en toda la subescala, ya que según Anguera o Krippendorff¹⁷⁻¹⁸, estas puntuaciones estarían dentro del máximo rango de concordancia otorgado a partir del CCC.

Tabla II
*Prueba de homogeneidad de las muestras de Wilcoxon, medición test-retest del CCI, CCS
y puntuaciones medias de los test*

	<i>N</i>	<i>Wilcoxon</i>	<i>CCI</i>	<i>CCS</i>	<i>Med. Test 1</i>	<i>Med. Test 2</i>
Desayuno saludable	134	.411	.863	.750**	1.840	1.960
Desayuno pobre	134	.988	.854	.746**	4.620	4.610
No desayuna	134	.613	.893	.705**	.480	.420
Almuerzo saludable	134	.607	.854	.754**	5.270	5.240
Almuerzo poco saludable	134	.989	.798	.609**	.830	.820
No almuerzo	134	.945	.914	.735**	.850	.830
Comida saludable	134	.435	.569	.432**	5.650	5.750
Comida poco saludable	134	.413	.467	.424**	1.280	1.170
No come	134	.414	.011	-.011	.030	.010
Merienda saludable	134	.490	.738	.532**	4.730	4.670
Merienda poco saludable	134	.443	.708	.546**	1.810	1.890
No merienda	134	.879	.847	.511**	.390	.400
Cena saludable	134	.871	.812	.632**	4.710	4.780
Cena poco saludable	134	.907	.690	.546**	2.100	2.020
No cena	134	.411	.034	.173*	.130	.070
Días 5 comidas	134	.465	.732	.600**	3.440	3.380
Frecuencia dulces	134	.226	.766	.622**	3.130	3.170
Frecuencia refrescos	134	.657	.787	.596**	2.980	2.980
Frecuencia zumos envasados	134	.708	.874	.777**	2.570	2.520
Frecuencia lácteos	134	.405	.758	.606**	3.460	3.460
Frecuencia carnes rojas	134	.552	.500	.350**	2.340	2.270
Frecuencia aves y pescados	134	.073	.636	.472**	2.840	2.770
Frecuencia legumbres	134	.773	.731	.660**	2.840	2.980
Frecuencia huevos	134	.679	.666	.522**	2.790	2.830
Frecuencia verduras y hortalizas	134	.136	.768	.593**	2.080	2.110
Frecuencia zumo natural	134	.688	.551	.390**	2.720	2.890
Frecuencia cereales y tubérculos	134	.621	.622	.444**	2.070	2.100

CCI: Coeficiente de correlación intraclase.

CCS: Coeficiente de correlación de Speannan.

*Correlaciones significativas ente las medias al nivel 0,05 (unilateral)

**Correlaciones significativas ente las medias al nivel 0,01 (bilateral)

Con los resultados obtenidos mediante la metodología test-retest, y adoptando en la línea de las recomendaciones¹, un periodo de 14 días entre las mediciones, se demostró la fiabilidad y consistencia interna de la SEHAN.

La prueba no paramétrica de Wilcoxon, avaló que no existían diferencias estadísticamente significativas entre la primera y la segunda prueba ($p > .05$). El CCI, que está clasificado como “excelente” (≥ 0.81), “bueno” (.61 - .80), “moderado” (.41 - .60), “pobre” (≤ 0.40)^{19,20}, obtuvo un nivel de “fiabilidad excelente”

en el 29,63% (8 ítems), de “buena fiabilidad” en el 51,85% (14 ítems), de “fiabilidad moderada” en el 11,11% (3 ítems), y solo tendría una “fiabilidad pobre” en un 7,41% (2 ítems), de los 27 ítems que conforman la subescala.

Aunque según los datos anteriormente aportados, parece demostrada la validez de nuestra subescala, hemos querido comparar nuestros resultados de fiabilidad y consistencia interna con los obtenidos en otros estudios donde se validan cuestionarios de alimentación con muestras de características similares. Preci-

samente en un estudio con una muestra similar a la de nuestro trabajo, que se desarrolló en Australia y en el que se validó un cuestionario de nutrición infantil para los niños entre 10 y 12 años, con una muestra de 134 alumnos⁷, se describe que se obtuvo “un CCI aceptable en 9 de sus 12 ítems”, habiendo sido su CCI >.50 (rango: .50 - .66) para los 9 ítems que mostraron estabilidad temporal, y CCI<.50 para los 3 restantes. En este mismo trabajo se señala que la exactitud de los informes de ingesta alimentaria en cuanto a estabilidad temporal, aumentan con la edad de los participantes, por lo que es normal esta variabilidad en los niños de este grupo de edad, siendo en general, equivalente su ICC obtenido (rango .50 - .66), al de otros cuestionarios similares ya validados⁷.

Comparando nuestros datos con los de este estudio, solo tendríamos 3 ítems de 27, con un CCI < .50, siendo uno de ellos “comida saludable” (CCI = .467), que según otros estudios¹⁹⁻²⁰, se consideraría un CCI “moderado”. Por otro lado, si valoramos únicamente aquellos ítems con un CCI > .50, obtenemos el siguiente rango (.50 - .914), que es considerablemente más elevado al del anterior estudio, siendo nuestro CCI de media y desviación estándar (.747 ± .113).

Además, para aumentar la comparabilidad de nuestro cuestionario, puesto que algunos autores recomiendan el CCS para el análisis de la estabilidad temporal²¹, también se calculó el CCS test-retest, obteniéndose un nivel de correlación catalogado de “bueno”²⁰. De los 27 ítems, solo en el caso de “No cena”, no se obtuvo correlación significativa. Del resto, 25 la obtuvieron a nivel bilateral (p<.01) y el ítem “No come” a nivel unilateral (p<.05)

A pesar de haber indicado que los cuestionarios de alimentación con grupos etarios mayores deberían tener indicadores de fiabilidad test-retest superiores⁷ a los validados para muestras de menor edad, si comparamos nuestra subescala con otro estudio desarrollado en Nueva Zelanda con una muestra de edades comprendidas entre 14 y 18 años²², observamos que su CCS fue en todos los casos significativo (p<.05) (rango .46 - .87) y que el porcentaje de sus ítems con un CCI >.06 fue del 71%²². Mientras que en nuestro estudio, si bien podemos considerar que los resultados de CCS son sensiblemente peores, porque 1 ítem (“No come”) de 27, no obtuvo una correlación significativa (p> .05), y aunque para el resto del cuestionario el CCS fue (p<.01) (rango 0.35 - .777), en 25 ítems, y (p< .05) (rango .173 - .777) en 26 ítems, es claro que en nuestro estudio el CCI obtuvo unas mejores puntuaciones, siendo el 81,48% de los ítems superiores a un CCI> .06, frente al 71% obtenido en su estudio.

En relación a la validez criterio, se obtuvieron correlaciones significativas entre la puntuación final de la subescala, con las variables antropométricas IMC y PLT. Estas correlaciones demuestran la validez criterio de este cuestionario, ya que la obesidad es un síndrome complejo y de origen multifactorial, que si bien podría ser entendida cuando existen mutaciones genéticas

(enfermedad), en la gran mayoría de los casos, es resultado de interacciones poligénicas (herencia o predisposición), que a su vez, se ven altamente influenciadas por factores ambientales como son los hábitos de alimentación, descanso y de práctica de actividad física fundamentalmente²³, y si bien resulta casi imposible explicarla por un único factor, que en nuestro caso serían los hábitos alimentarios, queda demostrada la relación entre este y variables antropométricas, que a su vez están determinadas en parte por interacciones poligénicas.

Conclusiones

La SEHAN ha demostrado ser una herramienta de alta viabilidad, sencilla, de rápida administración y fácil comprensión para niños de entre 10 y 12 años, edad correspondiente en el sistema educativo español a 5º y 6º curso de educación primaria. Ha demostrado unas excelentes puntuaciones de validez y lógica del instrumento, contando con una fiabilidad y consistencia interna más que razonable para su uso en niños. Así pues, el hallazgo de los resultados obtenidos en el estudio de las propiedades psicométricas de este instrumento, sostiene el uso del mismo para futuros estudios de CA y FCA en niños entre 10 y 12 años.

Agradecimientos

A los alumnos, padres, dirección y maestros de los centros educativos participantes, a Jose Miguel Ferrandis por su colaboración en la recolección de los cuestionarios, a la Inspectora de Educación Susana Sorribes por su ayuda en la gestión y al SAE de la Generalitat Valenciana por autorizarnos a realizar este estudio.

Este trabajo se ha podido realizar gracias a la financiación de la Beca Predoctoral para la Contratación de Personal Investigador en Formación (2012) de esta universidad.

Referencias

1. Lera L, Salinas J, Fretes G, Vio F. Validación de un instrumento para evaluar prácticas alimentarias en familias chilenas de escolares de 4 a 7 años. *Nutrición Hospitalaria* 2013. Disponible en: <http://www.redalyc.org/resumen.oa?id=309230209027>
2. Wilson A, Magarey A, Mastersson N. Reliability of Questionnaires to Assess the Healthy Eating and Activity Environment of a Child's Home and School. *J Obes* 2013;2013. Disponible en: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3713322/>
3. Llargués E, Franco R, Recasens A, Nadal A, Vila M, José Pérez M, et al. Estado ponderal, hábitos alimentarios y de actividad física en escolares de primer curso de educación primaria: estudio AVall. *Endocrinol Nutr* 2009;56(6):287-92.
4. Edo Martínez Á, Montaner Gomis I, Bosch Moraga A, Casademont Ferrer MR, Fábrega Bautista MT, Fernández Bueno Á, et al. Estilos de vida, hábitos dietéticos y prevalencia del sobrepeso y la obesidad en una población infantil. *Pediatría Atención Primaria* 2010;12(45):53-65.

5. Organización Mundial de la Salud [Página en internet] 10 datos sobre la obesidad. [citado 2014 Sep 22]. Disponible en: <http://www.who.int/features/factfiles/obesity/es/>
6. Bríz Hidalgo FJ, Cos Blanco AI, Amate Garrido AM. Prevalencia de obesidad infantil en Ceuta: Estudio PONCE 2005. *Nutr Hosp* 2007 Aug;22(4):471-7.
7. Wilson AM, Magarey AM, Masterson N. Reliability and relative validity of a child nutrition questionnaire to simultaneously assess dietary patterns associated with positive energy balance and food behaviours, attitudes, knowledge and environments associated with healthy eating. *Int J Behav Nutr Phys Act* 2008;5:5.
8. Martín Arribas M. Diseño y validación de cuestionarios. Fed Asoc Matronas España. 2004;5(17):23-9.
9. García de Yébenes Prous MJ, Rodríguez Salvanés F, Carmona Ortells L. Validación de cuestionarios. *Reum Clínica* 2009;5(4):171-7.
10. Márquez-Sandoval YF, Salazar-Ruiz EN, Macedo-Ojeda G, Altamirano-Martínez M-O, Bernal-Orozco MF, Salas-Salvadó J, et al. Diseño y validación de un cuestionario para evaluar el comportamiento alimentario en estudiantes mexicanos del área de la salud. *Nutr Hosp* 2014;30(1):153-64.
11. Willet W. Nutritional epidemiology. 3rd ed. New York: Oxford University Press; 2013. 529 p.
12. Gras JA, Argilaga MTA, Benito JG. Metodología de la investigación en ciencias del comportamiento. EDITUM; 1990. 316 p.
13. 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(1):63-72.
14. Morales P, Santos J, González A, Ho U I, Hodgson I. Validación factorial de un cuestionario para medir la conducta de comer en ausencia de hambre y su asociación con obesidad infantil. *Rev Chil Pediatría* 2012;83(5):431-7.
15. Del Valle Guzman N. Validación de los cuestionarios de calidad de vida KIDSCREEN y DISABKIDS en niños y adolescentes venezolanos. Universidad de Alicante; 2012. Disponible en: <http://rua.ua.es/dspace/handle/10045/24043>
16. Terwee CB, Bot S, de Boer MR, van der Windt D, Knol D, Dekker J, et al. Quality criteria were proposed for measurement properties of health status questionnaires. *J Clin Epidemiol* 2007;60(1):34-42.
17. Anguera MT. En: J. Arnau, M.T. Anguera y J. Gómez. Metodología de la investigación en Ciencias del Comportamiento. Murcia: Secretariado de Publicaciones de la Universidad de Murcia; 1990. 125-236 p.
18. Krippendorff K. Content analysis: An introduction to its methodology. 2ª, 2004th ed. Beverly Hills: Sage; 1980.
19. Bjelland M, Hausken SE, Sleddens EF, Andersen LF, Lie HC, Finset A, et al. Development of family and dietary habits questionnaires: the assessment of family processes, dietary habits and adolescents' impulsiveness in Norwegian adolescents and their parents. *Int J Behav Nutr Phys Act* 2014 Oct 15;11(1):130.
20. Singh AS, Vik FN, Chinapaw MJ, Uijtewilligen L, Verloigne M, Fernández-Alvira JM, et al. Test-retest reliability and construct validity of the ENERGY-child questionnaire on energy balance-related behaviours and their potential determinants: the ENERGY-project. *Int J Behav Nutr Phys Act* 2011;8(1):136.
21. Navas J, Fidalgo M, Gabriel C, Suárez C, Brioso A, Gil G, et al. Métodos, diseños y técnicas de investigación psicológica. Editorial UNED; 2012. 570 p.
22. Wong JE, Parnell WR, Black KE, Skidmore PM. Reliability and relative validity of a food frequency questionnaire to assess food group intakes in New Zealand adolescents. *Nutr J* 2012;11(1):65.
23. Martínez JA, Moreno MJ, Marques-Lopes I, Martí A. Causas de obesidad. *An Sist Sanit Navar* 2009;31(3):17-27.