



ORIGINAL

Adaptación y validación de un cuestionario para evaluar las prácticas de autocuidado en población infantil sana residente en España[☆]



Ana-María Urpí-Fernández^a, Edurne Zabaleta-del-Olmo^{a,b,c,d,*},
Joaquín Tomás-Sábado^e, Elena Tambo-Lizalde^{f,g} y Juan-Francisco Roldán-Merino^h

^a Gerència Territorial de Barcelona, Institut Català de la Salut, Barcelona, España

^b Fundació Institut Universitari per a la Recerca a l'Atenció Primària de Salut Jordi Gol i Gurina (IDIAPJGol), Barcelona, España

^c Universitat Autònoma de Barcelona, Bellaterra (Cerdanyola del Vallès), Barcelona, España

^d Facultad de Enfermería, Universidad de Girona, Girona, España

^e Escuela Universitaria de Enfermería Gimbernat, Escuelas Universitarias Gimbernat y Tomàs Cerdà, Sant Cugat del Vallès, Barcelona, España

^f Hospital Universitario Miguel Servet, Servicio Aragonés de la Salud, Zaragoza, España

^g Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad San Jorge, Zaragoza, España

^h Escuela Universitaria de Enfermería, Campus Docent Sant Joan de Déu, Esplugues de Llobregat, Barcelona, España

Recibido el 4 de mayo de 2018; aceptado el 1 de octubre de 2018

Disponible en Internet el 27 de marzo de 2019

PALABRAS CLAVE

Autocuidado;
Encuestas y cuestionarios;
Estudios de validación;
Escuelas;
Niño;
Psicometría;
Promoción de la salud

Resumen

Objetivo: Adaptar y validar el *Child and Adolescent Self-Care Performance Questionnaire* (CAS PQ) al contexto de la población infantil sana de 8 a 12 años residente en España y evaluar sus propiedades métricas.

Diseño: Estudio de validación fundamentado en la Teoría Clásica de los Tests.

Emplazamiento: Cuatro centros educativos participantes en el programa «Salut i Escola» de un centro de atención primaria de Barcelona (España).

Participantes: Un total de 498 alumnos y alumnas de educación primaria participaron en el estudio durante los primeros seis meses de 2016.

Mediciones principales: Se realizó la adaptación cultural del cuestionario. Se evaluó el proceso de respuesta, la estructura factorial y se analizaron las relaciones de las puntuaciones del CAS PQ con las del cuestionario KIDSCREEN-27. Asimismo, se evaluaron la consistencia interna y la reproducibilidad de las puntuaciones.

[☆] Este manuscrito forma parte de la tesis doctoral de Ana-María Urpí-Fernández realizada dentro del programa de Doctorado en Ciencias Enfermeras de la Universidad de Barcelona y calificada como excelente con mención «cum laude».

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: ezabaleta@idiapjgol.org (E. Zabaleta-del-Olmo).

KEYWORDS

Self-care;
Surveys and
questionnaires;
Validation studies;
Schools;
Child;
Psychometrics;
Health promotion

Resultados: Se obtuvieron 489 cuestionarios. El análisis factorial confirmatorio de su estructura teórica mostró un ajuste suficiente. Se observó una asociación positiva entre las puntuaciones del cuestionario y las del KIDSCREEN-27. La consistencia interna global fue satisfactoria; no obstante, la de cada factor fue marginal o moderada. La reproducibilidad de las puntuaciones fue óptima.

Conclusiones: El CASPQ adaptado a la población infantil sana de 8 a 12 años muestra unas propiedades métricas adecuadas y similares a las del cuestionario original. Por ello, es un instrumento útil para evaluar las prácticas de autocuidado y planificar intervenciones dirigidas a su promoción.

© 2018 Los Autores. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Adapting and validating a questionnaire to measure the self-care practices in healthy child population residing in Spain

Abstract

Objective: To adapt and validate the Child and Adolescent Self-Care Performance Questionnaire (CASQP) to the context of healthy children aged 8 to 12 years residing in Spain and evaluate their metric properties.

Design: Validation study based on Classical Test Theory.

Location: Four schools participating in the *Salut i Escola* programme of a Primary Care Centre of Barcelona (Spain).

Participants: Four hundred and ninety-eight elementary school students participated in the study during the first six months of 2016.

Main measurements: Cultural adaptation of the questionnaire was carried out. Response process and factorial structure were evaluated and the relationships of the adapted questionnaire scores with those of the KIDSCREEN-27 questionnaire were analysed. Likewise, internal consistency and reproducibility of the scores were evaluated.

Results: Four hundred and eighty-nine questionnaires were obtained. The confirmatory factor analysis of its theoretical structure showed a sufficient adjustment. A positive association was observed between the questionnaire scores and those of KIDSCREEN-27. The overall internal consistency was satisfactory; nevertheless, that of each factor was marginal or moderate. The reproducibility of the scores was optimal.

Conclusions: The CASPQ adapted to the healthy child population of 8 to 12 years old shows appropriate metric properties and similar to those of the original questionnaire. Therefore, it is a useful tool to assess self-care practices and plan interventions aimed at its promotion.

© 2018 The Authors. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Introducción

Las prácticas de autocuidado son un elemento clave en la promoción de la salud y en la prevención de la enfermedad¹. Se definen como «las actividades que llevan a cabo las personas en determinadas situaciones, con el propósito de mantener un funcionamiento vivo y sano y continuar con el desarrollo personal y el bienestar»². Incluyen un amplio abanico de acciones relacionadas con la higiene, la alimentación y los estilos de vida, así como con los factores ambientales y socioeconómicos.

La adopción de estas prácticas en edades tempranas de la vida es esencial para lograr una vida adulta y una vejez más activas y saludables³. Sin embargo, en los últimos años se ha observado un déficit de las mismas, en especial de las relacionadas con la alimentación y la actividad física. Y así, el cambio de los patrones alimentarios y el aumento del sedentarismo está contribuyendo al aumento

de la obesidad y el sobrepeso en la población infantil y adolescente a nivel mundial⁴. Por ello es fundamental disponer de instrumentos que permitan evaluarlas de manera fiable y válida, para así identificar posibles déficits y facilitar la planificación de intervenciones dirigidas a su promoción.

Existen diferentes instrumentos dirigidos a medir las prácticas de autocuidado en población infantil y adolescente sana⁵. Entre ellos destaca, por su propiedades métricas, el *Child and Adolescent Self-Care Performance Questionnaire* (CASQP), desarrollado en Estados Unidos⁶ y adaptado para población chilena⁷. El nivel de calidad de las pruebas científicas disponibles acerca de su validez de contenido y de la consistencia interna de sus puntuaciones es elevado. No obstante, las pruebas acerca del resto de algunas de sus propiedades métricas son débiles: validez estructural y transcultural y relación con otros instrumentos⁵.

Por todo ello, el objetivo de este estudio fue adaptar el CASPQ al contexto de la población infantil sana de 8 a 12 años residente en España y evaluar sus propiedades métricas.

Material y métodos

El estudio se fundamentó en la Teoría Clásica de los Tests (TCT)⁸ y se realizó según las directrices establecidas por el *Consensus-based Standards for the selection of health Measurement INstruments* (COSMIN)⁹.

El CASPQ se fundamenta en la teoría del déficit de autocuidado de Orem² y evalúa las prácticas de autocuidado en la población de 9 a 18 años. Es autoadministrable y está compuesto por 35 ítems con formato de respuesta tipo Likert de cinco puntos: 1, nunca; 2, casi nunca; 3, alguna vez; 4, casi siempre, y 5, siempre. Se divide en tres secciones en base a los requisitos de autocuidado: universales (sección I: 20 ítems); de desarrollo (sección II: 10 ítems), y en caso de desviación de salud s (sección III: 5 ítems).

Aunque existe una versión en castellano del CASPQ para población chilena⁷, fue necesario llevar a cabo su adaptación cultural a la población española¹⁰. Esta se llevó a cabo en cuatro etapas¹⁰:

Dos investigadores revisaron de manera independiente la versión original en inglés y la chilena y elaboraron cada uno de ellos una nueva versión en español.

Se contrastaron ambas y los dos investigadores consensuaron una versión predefinitiva.

Se realizaron entrevistas cognitivas a 12 niños y niñas para evaluar la comprensión, la aceptabilidad y la aplicabilidad del cuestionario; asimismo, se calculó el tiempo requerido para completarlo.

Se elaboró la versión definitiva del cuestionario, que incluía, además de los ítems, la identificación de las instituciones y organismos que participaron en el estudio, el título del estudio, la declaración explícita del compromiso de confidencialidad por parte de los investigadores, las instrucciones de cumplimentación, el consentimiento paterno y los agradecimientos por su participación.

Se realizó un muestreo aleatorio por conglomerados entre el total de los 13 centros educativos participantes en el programa «Salut i Escola» del centro de atención primaria el Clot de Barcelona (España). Se seleccionaron cuatro de ellos. Se solicitó la participación voluntaria de los 600 alumnos y alumnas de 8 a 12 años (3.º, 4.º, 5.º y 6.º curso) durante los meses de febrero y marzo de 2016. Se excluyó la población diagnosticada de un problema de salud crónico (asma, diabetes, cáncer, parálisis cerebral, espina bífida, epilepsia...). No se excluyó la que padecía un problema de salud agudo (duración inferior a 3 meses).

El cuestionario fue autoadministrado en grupo en el aula. Ante la falta de un instrumento considerado «patrón oro»⁵, el CASPQ se administró conjuntamente con el cuestionario KIDSCREEN-27, que mide la calidad de vida relacionada con la salud (CVRS) percibida por la población infantil y adolescente¹¹. Se hipotetizó una relación positiva entre las puntuaciones de ambos cuestionarios^{12,13}. Asimismo, el CASPQ se administró en dos ocasiones (test-retest) en un intervalo de 15 días en un único centro educativo.

Se calcularon los índices estadísticos de tendencia central y de dispersión, así como el patrón de datos omitidos. Se estudiaron los efectos techo y suelo, considerando que existía cualquiera de ellos cuando el porcentaje de respuestas agrupadas en el valor más elevado o más inferior de la escala era mayor o igual al 15%¹⁴.

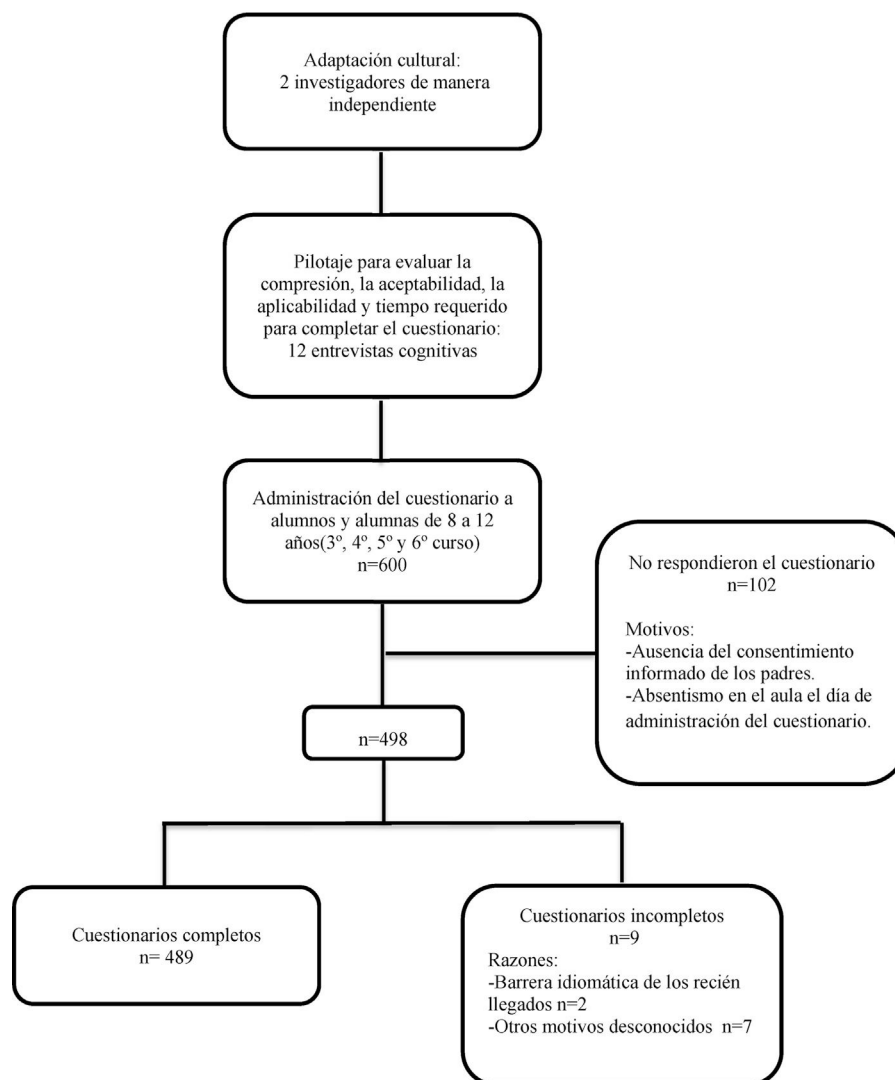
Se realizaron análisis factoriales confirmatorios con el fin de determinar si las puntuaciones reproducían la estructura teórica de tres secciones en la que se fundamenta el cuestionario original⁶. El método elegido para el análisis factorial fue el de máxima verosimilitud robusta con el fin de paliar los posibles sesgos que se podrían producir en las estimaciones debido a los efectos techo y suelo observados¹⁵. Se calcularon índices de ajuste absoluto: prueba de ji cuadrado, división entre el valor ji cuadrado del modelo por sus grados de libertad, la *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR) y la *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) e índices de ajuste comparativo: el *Comparative Fit Index* (CFI) y el *Tucker-Lewis Index* (TLI). Los criterios empleados para interpretar el buen ajuste del modelo fueron: ji cuadrado/grados de libertad < 2; SRMR ≤ 0,08; RMSEA ≤ 0,06; CFI y TLI ≥ 0,90-0,95¹⁵.

La consistencia interna de las puntuaciones se evaluó mediante el coeficiente alfa de Cronbach y la reproducibilidad de las puntuaciones se estimó mediante el coeficiente de correlación intraclase (CCI) de acuerdo. Ambos coeficientes se interpretaron como satisfactorios si eran superiores o iguales a 0,70¹⁶.

Se evaluó la relación de las puntuaciones del cuestionario adaptado con las del KIDSCREEN-27 mediante el coeficiente de correlación de Pearson. La fuerza de esta correlación se interpretó como débil (≤ 0,29), baja (0,30-0,49), moderada (0,50-0,69), fuerte (0,70-0,89) y muy fuerte (0,90-1,00)¹⁷.

Se obtuvo el consentimiento de las autoras del cuestionario original⁶ y de su adaptación a la población chilena⁷. El proyecto contó con la aprobación del Comité Ético de Investigación Clínica de la Fundació Institut Universitari per a la recerca a l'Atenció Primària de Salut Jordi Gol i Gurina (IDIAPJGol) (P15/091) y la autorización firmada de la directora del Consorci d'Educació.

Los análisis se realizaron con los paquetes estadísticos IBM SPSS Statistics 22.0, R versión 3.3.2¹⁸ y el paquete lavaan para R¹⁹.



Esquema general del estudio.

Resultados

De los 600 alumnos y alumnas, 498 respondieron el cuestionario, lo que representa una tasa de respuesta del 83%. Se obtuvieron un total de 489 cuestionarios completos. La edad media de los participantes fue de 10,2 años (desviación estándar [DE] 1,2); el resto de características se describen en la [tabla 1](#). El tiempo medio requerido para completar los cuestionarios fue de 10-15 min en la población de 9 a 12 años y de 15-20 min en la de 8 años.

Los estadísticos descriptivos de los 35 ítems se muestran en la [tabla 2](#). Solamente tres ítems (1, 26 y 34) presentaron respuestas únicamente en una o dos de las cinco opciones posibles. Las medias oscilaron entre 2,95 (ítem 16) y 4,98 (ítem 1). El efecto suelo en las respuestas se presentó en once ítems (ocho de la sección I y tres de la II) y el efecto techo en 23 ítems (11 de la sección I, siete de la II y cinco de la III). Un ítem no presentó ninguno de estos dos efectos (el 6) y otro (el 16) presentó los dos. La variabilidad en las respuestas fue sustancial, ya que un 71% de los valores observados de DE fueron cercanos a 1.

En la [figura 1](#) se representa el modelo factorial junto con los parámetros estimados. Un total de cuatro ítems (1, 16, 17 y 19) presentaron cargas factoriales estandarizadas inferiores a 0,20. Los índices de ajuste del modelo fueron: ji cuadrado = 916,948, $p < 0,001$; ji cuadrado/grados de libertad = 1,646; SRMR = 0,055; RMSEA = 0,036, intervalo de confianza (IC) del 90% = 0,033-0,040; CFI = 0,751 y TLI = 0,734.

La consistencia interna global de las puntuaciones fue satisfactoria ($\alpha = 0,816$; IC 95%: 0,792-0,838). En las pruebas de reproducibilidad participaron 90 alumnos y alumnas. En total, 78 (93%) alumnos y alumnas respondieron a todos los ítems en ambas administraciones. Los coeficientes de consistencia interna y los CCI de las puntuaciones de las diferentes secciones se muestran en la [tabla 3](#).

La puntuación global mostró una asociación positiva con las cinco dimensiones del cuestionario KIDSCREEN-27 ([tabla 4](#)). La fuerza de esta asociación fue moderada en el caso de la dimensión «entorno escolar» y baja o débil en el resto de dimensiones.

Tabla 1 Características de los alumnos de educación primaria que respondieron al total de ítems del cuestionario (n = 489)

VARIABLES DE ESTUDIO	n	%
Niñas	247	50,5
Según edad		
8 años	44	9,0
9 años	112	22,9
10 años	130	26,6
11 años	111	22,7
12 años	89	18,2
13-14 años	3	0,6
Origen de nacimiento de la madre		
Cataluña	143	29,2
Resto de España	133	27,2
Europa Occidental	6	1,2
Europa Oriental	12	2,5
África	4	0,8
América del Norte	0	0,0
América Latina y Caribe	70	14,3
Asia	12	2,5
Sin información	109	22,3
Origen de nacimiento del padre		
Cataluña	129	26,4
Resto de España	144	29,4
Europa Occidental	2	0,4
Europa Oriental	7	1,4
África	8	1,6
América del Norte	1	0,2
América Latina y Caribe	64	13,1
Asia	13	2,7
Sin información	121	24,7
Situación laboral de los padres		
No trabaja ninguno de los dos	4	0,8
Trabaja uno de los dos	103	21,2
Trabajan padre y madre	268	54,8
Sin información	114	23,3

Discusión

El CASPQ en su versión para población española muestra unas propiedades métricas adecuadas y similares a las del cuestionario original⁶.

La tasa de respuesta fue excelente, posiblemente debido a la administración grupal y a la realización de la prueba piloto. Aunque esta tasa fue superior a la observada en la adaptación chilena⁷, no ha sido posible compararla con la tasa de respuesta del cuestionario original, ya que la autora⁶ no aporta información sobre este dato. La variabilidad de la mayor parte de los ítems fue sustancial, aunque la mayoría de las puntuaciones presentaban un efecto techo o suelo.

En la estructura factorial, cuatro ítems del factor I, «Requisitos de autocuidado universales», presentaron cargas factoriales débiles. El hecho de que estos requisitos sean diversos y dependan del contexto, de la edad y del sexo ha podido contribuir a que tengan un peso menor que otros. Los ítems débilmente relacionados con la variable latente

pueden ser suprimidos²⁰; no obstante, son relevantes para determinar las prácticas de autocuidado de la población infantil. El ítem 1, «Fumo», y el 17, «Consumo bebidas con alcohol», son esenciales y no se pueden obviar, debido a que se refieren a

conductas con un fuerte impacto en la salud. Cabe destacar que el consumo de alcohol y tabaco se inicia cada vez a más temprana edad y se encuentra subestimado^{21,22}. Respecto al ítem 16, «Me alejo de los animales que están abandonados», es necesario conocer este comportamiento, ya que la población infantil es la principal víctima de las mordeduras caninas²³. Por otra parte, el estudio se realizó en el ámbito urbano, y sería interesante su ampliación al ámbito rural, donde este ítem puede tener un mayor peso. Asimismo, el ítem 19, «Desconfío de las personas desconocidas», es también muy relevante, ya que la población infantil debe saber cómo identificar y evitar el contacto con desconocidos, especialmente en internet²⁴. Por todo ello, la débil carga factorial de estos ítems no compromete la validez del modelo.

Respecto a los índices de ajuste del modelo, la prueba de ji cuadrado fue estadísticamente significativa, al igual que en las soluciones factoriales del cuestionario original⁶ y de la versión chilena⁷, sugiriendo un pobre ajuste. No obstante, aunque se trata de una prueba tradicionalmente usada, su uso está muy cuestionado, ya que es muy sensible al tamaño de la muestra¹⁵. Sin embargo, la razón entre el valor ji cuadrado y los grados de libertad fue adecuada. Los valores de la SRMR y la RMSEA fueron óptimos, por lo que el ajuste entre las correlaciones observadas y las predichas fue adecuado. Por otra parte, tanto las elevadas correlaciones entre factores como los índices de ajuste comparativo, el CFI y el TLI, indicaban la existencia de un modelo más parsimonioso. Sin embargo, en un análisis de enfoque confirmatorio, como el presente estudio, la interpretación de la RMSEA es la mejor opción; por el contrario, en análisis de enfoque exploratorio el CFI sería más adecuado²⁵. Por todo ello, se considera suficiente el ajuste del modelo factorial analizado.

La consistencia interna global de las puntuaciones fue satisfactoria y similar a la observada tanto en el cuestionario original⁶ ($\alpha = 0,83$) como en la versión para población chilena ($\alpha = 0,82$)⁷. Sin embargo, la de cada uno de los tres factores fue marginal o moderada. No obstante, la fiabilidad es una característica de las puntuaciones de un cuestionario, de manera que es dependiente de la población en la que ha sido administrado. Cuanto más heterogénea es la población, mayor es la variabilidad en sus respuestas y mayor es la fiabilidad²⁶. Aunque el cuestionario puede administrarse a población hasta 18 años, la edad de la población de estudio fue inferior a 14 años y de una única zona geográfica, lo que ha podido suponer una menor variabilidad en las respuestas, como indican los importantes efectos suelo y techo observados. Por ello, sería necesario efectuar estudios en poblaciones con edades superiores y en diferentes contextos. Además, las prácticas de autocuidado incluyen un número de actividades de carácter muy diverso. Consecuentemente, los ítems que miden dichas prácticas pueden presentar un cierto grado de heterogeneidad entre sí. En consecuencia, estaríamos delante de un instrumento en el que los ítems representan más la causa que el efecto. En

Tabla 2 Estadísticos descriptivos de los 35 ítems del CASPQ adaptado (n = 489)

	Media (escala del 1 al 5)	Desviación estándar	Puntuación mínima	Puntuación máxima	% respuestas con valor 1	% respuestas con valor 5
<i>Sección I. Los requisitos de autocuidado universales</i>						
1. Fumo	3,64	0,65	—	—	—	—
2. Bebo bebidas con cafeína (café, té, coca-cola, pepsi, monster, redbull...)	4,98	0,27	1	5	98,8 ^a	0,4
3. Me salto la comida del mediodía	3,84	1,12	1	5	37,0 ^a	3,3
4. Como comida basura (hamburguesas, patatas de bolsa, salchichas de Frankfurt...)	4,73	0,64	1	5	82,2 ^a	0,2
5. Como de todo (carne, pescado, leche, frutas, verduras, legumbres, pan...)	3,41	0,87	1	5	9,6	3,1
6. Como caramelos u otros dulces	4,37	0,91	1	5	1,6	58,7 ^b
7. Como demasiado	3,46	0,89	1	5	11,5	2,5
8. Me salto el desayuno	3,47	1,10	1	5	20,7 ^a	5,3
9. Me ducho o baño cada día	4,58	0,88	1	5	76,7 ^a	1,4
10. Me lavo las manos después de ir al baño	4,05	1,03	1	5	3,7	39,5 ^b
11. Hago ejercicio físico o deporte cada día	4,39	1,00	1	5	3,5	64,0 ^b
12. Duermo al menos ocho horas cada noche	4,20	0,99	1	5	1,6	50,7 ^b
13. Los días de colegio me acuesto tan tarde que estoy cansado al día siguiente	4,42	0,98	1	5	2,5	66,1 ^b
14. Realizo actividades con mis amigos y mis amigas	3,98	1,13	1	5	42,3 ^a	4,5
15. Voy en bicicleta de forma segura (respeto los semáforos, llevo casco...)	4,11	0,97	1	5	2,2	42,3 ^b
16. Me alejo de los animales que están abandonados	4,33	1,13	1	5	5,5	65,2 ^b
17. Consumo bebidas con alcohol (vino, cerveza, cubatas...).	2,95	1,54	1	5	27,2 ^a	24,9 ^b
18. Miro antes de cruzar una calle o carretera	4,92	0,45	1	5	95,7 ^a	0,8
19. Desconfío de las personas desconocidas	4,78	0,58	1	5	0,6	84,0 ^b
20. Me pongo el cinturón de seguridad cuando voy en coche	4,43	1,06	1	5	4,7	69,5 ^b
	4,89	0,51	1	5	1,0	94,5 ^b
<i>Sección II. Los requisitos de autocuidado de desarrollo</i>						
21. Entrego a tiempo los trabajos de la escuela o colegio	3,98	0,65	—	—	—	—
22. Juego y practico deporte con otros niños y niñas	4,41	0,74	1	5	0,8	53,4 ^b
23. Cuando tengo dinero lo gasto rápidamente	4,45	0,85	1	5	1,2	63,4 ^b
24. Cumpló las normas de mi casa	4,04	1,08	1	5	44,4 ^a	3,3
25. Cumpló las normas de la escuela o colegio	4,46	0,72	1	5	0,6	56,2 ^b
26. Les digo la verdad a mis padres	4,70	0,58	1	5	0,2	75,3 ^b
27. Veo mucho la televisión (3 o más horas al día)	4,50	0,68	2	5	0,0	58,9 ^b
28. Veo mucho la televisión (3 o más horas al día)	3,36	1,27	1	5	21,9 ^a	10,8
29. Aviso en casa a donde voy	4,69	0,86	1	5	3,7	84,3 ^b
30. Me meto con otros niños y niñas	4,37	0,79	1	5	1,2	51,5 ^b
	4,50	0,82	1	5	65,0 ^a	1,4
<i>Sección III. Los requisitos de autocuidado en caso de desviación de salud</i>						
31. Me lavo las manos antes de comer	4,40	0,73	—	—	—	—
32. Sigo los consejos de mi pediatra y mi enfermera	4,53	0,81	1	5	1,0	67,9 ^b
33. Aviso a mis padres cuando me encuentro mal	4,75	0,59	1	5	0,6	81,6 ^b
34. Me lavo los dientes	4,88	0,42	1	5	0,2	90,4 ^b
35. Si me hago una herida, la limpio con cuidado	4,62	0,65	2	5	0,0	69,9 ^b
	4,66	0,74	1	5	1,0	77,9 ^b
<i>Puntuación global</i>	3,85	0,58	—	—	—	—

^a Efecto suelo presente.^b Efecto techo presente.

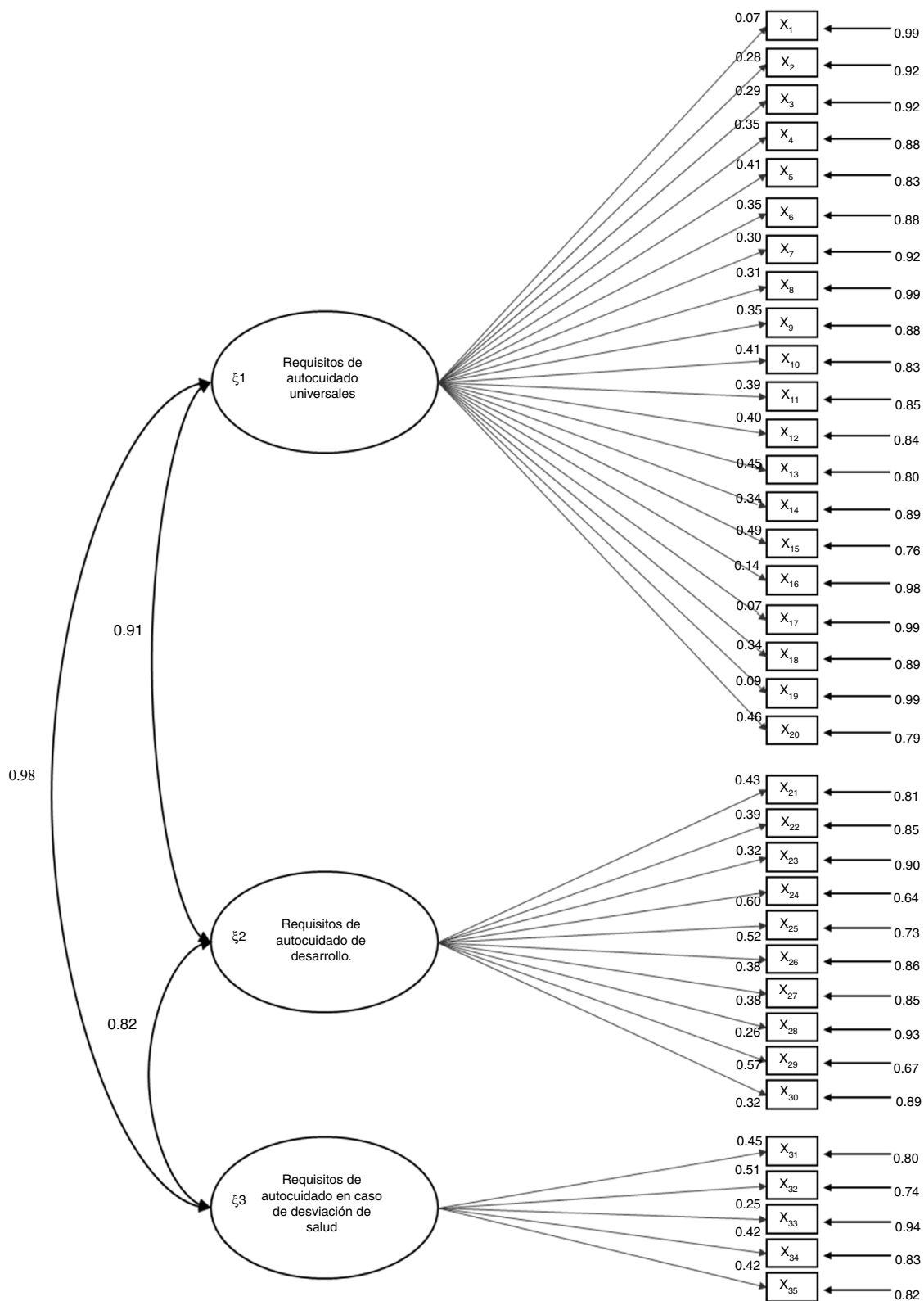


Figura 1 Diagrama de senderos del modelo estimado con los parámetros estandarizados.

Tabla 3 Descripción de la fiabilidad de las puntuaciones de los factores del cuestionario

	Núm. de ítems	Consistencia interna: coeficiente de alfa de Cronbach	Reproducibilidad: coeficiente de correlación intraclase
Factor I. Los requisitos de autocuidado universales	20	0,676 (IC 95%: 0,633-0,716)	0,870 (IC 95%: 0,704-0,933)
Factor II. Los requisitos de autocuidado de desarrollo	10	0,638 (IC 95%: 0,588-0,684)	0,844 (IC 95%: 0,687-0,914)
Factor III. Los requisitos de autocuidado en caso de desviación de salud	5	0,495 (IC 95%: 0,420-0,562)	0,823 (IC 95%: 0,723-0,887)

IC: intervalo de confianza.

Tabla 4 Correlaciones entre la suma de puntuaciones del cuestionario KIDSCREEN-27 y el CASPQ (n = 489)

Dimensiones del instrumento KIDSCREEN-27	Coefficientes de correlación
Bienestar físico	r = 0,328*
Bienestar psicológico	r = 0,339*
Autonomía y relación de los padres	r = 0,312*
Amigos y apoyo social	r = 0,241*
Entorno escolar	r = 0,531*

* p < 0,01.

este tipo de instrumentos la consistencia interna no es una propiedad métrica especialmente relevante^{9,27}. Asimismo, se evaluó la reproducibilidad de las puntuaciones, siendo óptima para los tres factores; esta propiedad métrica no fue evaluada en el cuestionario original⁶ ni en su versión chilena⁷.

La puntuación global del cuestionario adaptado presentó una asociación positiva con las puntuaciones del cuestionario KIDSCREEN-27. Cabe destacar que las puntuaciones de la dimensión «entorno escolar» presentaron una correlación moderada con las prácticas de autocuidado. Son numerosos los trabajos dedicados a estudiar la influencia de los entornos escolares saludables y su relación con el autocuidado. Las escuelas promotoras de salud y los entornos escolares saludables tienen efectos positivos en la salud y el autocuidado de la población infantil sana²⁸.

El estudio presenta algunas limitaciones, entre ellas el hecho de que no se pudo determinar la validez de criterio, debido a que no existe ningún instrumento que pudiera servir como «patrón oro»⁵. No obstante, se estudió la relación de las puntuaciones con un constructo estrechamente relacionado con el autocuidado como es la CVRS. Por otra parte, aunque la sensibilidad al cambio es una propiedad métrica relevante, esta no fue evaluada, pero sí se determinó la reproducibilidad. Por otra parte, el estudio se fundamentó en la TCT, ampliamente utilizada pero con algunas limitaciones, siendo una de las principales que las propiedades métricas dependen de la población donde se obtuvieron esos datos. Por ello, sería importante evaluar el instrumento desde otras aproximaciones y testar

modelos, como por ejemplo el propuesto por Rasch en los que las propiedades métricas no dependen de la población en la que ha sido obtenida la medida²⁹. Por último, este estudio se ha centrado en adaptar el cuestionario original a nuestro contexto y en evaluar sus propiedades métricas. Sin embargo, sería interesante para futuras investigaciones actualizar el instrumento, añadiendo algunos elementos tales como el uso de dispositivos con pantallas además de la televisión (tabletas, videoconsolas, ordenadores o teléfonos inteligentes) o la seguridad de internet a la hora de contactar con personas desconocidas.

La atención primaria de salud ocupa un lugar privilegiado para promover el desarrollo de prácticas de autocuidado³⁰. El CASPQ es un instrumento útil para identificar posibles déficits en estas prácticas y facilita la planificación de intervenciones dirigidas a su promoción entre la población infantil. Es necesario continuar acumulando pruebas acerca de sus propiedades métricas, especialmente en otros contextos, así como desarrollar estudios que permitan conocer su capacidad de detectar el efecto de dichas intervenciones.

Lo conocido sobre el tema

- La adopción de prácticas de autocuidado en edades tempranas de la vida es esencial para lograr una vida adulta y una vejez más activas y saludables.
- Del total de instrumentos de medida dirigidos a medir estas prácticas en población infantil sana, no existe ninguno para población residente en España.

Qué aporta este estudio

- La adaptación y validación de un instrumento de medida de las prácticas de autocuidado al contexto de la población infantil sana residente en España.
- Un instrumento útil para identificar déficits de autocuidado en el contexto escolar y en la atención primaria de salud y facilitar la planificación de intervenciones dirigidas a su promoción.

Financiación

Este estudio ha sido financiado parcialmente por la Fundación Enfermería y Sociedad en el marco de las Ayudas a la Investigación Enfermera (PR-040/16). Así mismo, cuenta con una ayuda del Departament de Salut (SLT006/17/00098) de la Generalitat de Catalunya para la intensificación investigadora en el marco del *Pla Estratègic de Recerca i Innovació en Salut* (PERIS).

Autoría

AMUF y EZO concibieron el diseño del estudio y obtuvieron la aprobación del comité de ética. AMUF y EZO dirigieron la redacción del manuscrito. JTS, ETL y JFRM asesoraron y contribuyeron al diseño y realización del estudio. EZO desarrolló el plan de análisis estadístico. JTS y JFRM revisaron el diseño del análisis factorial y asesoraron en su interpretación. Todos los autores han revisado el borrador críticamente y sugerido revisiones, han dado la aprobación de la versión final y han acordado ser responsables de todos los aspectos del estudio.

Conflicto de intereses

Los autores declaran que no presentan conflictos de intereses.

Agradecimientos

Queremos expresar nuestro agradecimiento a la Dra. Moore y a la Prof. Cecilia Campos por habernos facilitado las copias de los cuestionarios así como las instrucciones y la autorización para su utilización. Asimismo, queremos agradecer al Prof. Ulrike Ravens-Sieberer, coordinador del grupo europeo KIDSCREEN, su autorización para la utilización de este instrumento en el estudio. También queremos mostrar nuestro agradecimiento a Yolanda González Távira y a María José Cesena Santiago, del *Consorci d'Educació* de Barcelona, por su autorización, participación y coordinación con los centros educativos; a Josep-Ignasi Almirall Bolívar, inspector de educación, por la coordinación y aportaciones realizadas; a los directores y alumnos de los centros escolares (Horts, Rambleta del Clot, Caixa y Verns); a María del Mar García Gil por su apoyo y asesoramiento estadístico, y al Dr. Rajmil por su orientación como experto en el instrumento KIDSCREEN.

Bibliografía

- Kickbusch I. Self-care in health promotion. *Soc Sci Med*. 1989;29:125–30.
- Orem D. *Nursing: Concepts of Practice*. 6th ed. Saint Louis: Mosby; 2001.
- Campbell F, Conti G, Heckman JJ, Moon SH, Pinto R, Pungello E, et al. Early childhood investments substantially boost adult health. *Science*. 2014;343:1478–85.
- Karnik S, Kanekar A. Childhood obesity: A global public health crisis. *Int J Prev Med*. 2012;3:1–7.
- Urpí-Fernández AM, Zabaleta-del-Olmo E, Montes-Hidalgo J, Tomás-Sábado J, Roldán-Merino JF, Lluch-Canut MT. Instruments to assess self-care among healthy children: A systematic review of measurement properties. *J Adv Nurs*. 2017;73:2832–44.
- Moore JB. Measuring the self-care practice of children and adolescents: Instrument development. *Matern Child Nurs J*. 1995;23:101–8.
- Jaimovich S, Campos MC, Campos MS, Moore JB. Spanish version of the Child and Adolescent Self-Care Performance Questionnaire: psychometric testing. *Pediatr Nurs*. 2009;35:109–14.
- DeVellis RF. *Classical Test Theory*. *Med Care*. 2006;44:S50–9.
- Mokkink LB, Terwee CB, Patrick DL, Alonso J, Stratford PW, Knol DL, et al. The COSMIN study reached international consensus on taxonomy, terminology, and definitions of measurement properties for health-related patient-reported outcomes. *J Clin Epidemiol*. 2010;63:737–45.
- Beaton DE, Bombardier C, Guillemin F, Ferraz MB. Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine (Phila Pa 1976)*. 2000;25:3186–91.
- Ravens-Sieberer U, Auquier P, Erhart M, Gosch A, Rajmil L, Bruil J, et al. The KIDSCREEN-27 quality of life measure for children and adolescents: Psychometric results from a cross-cultural survey in 13 European countries. *Qual Life Res*. 2007;16:1347–56.
- Formosa C, Muscat R. Improving diabetes knowledge and self-care practices. *J Am Podiatr Med Assoc*. 2016;106:352–6.
- Heidarzadeh M, Atashpeikar S, Jalilazar T. Relationship between quality of life and self-care ability in patients receiving hemodialysis. *Iran J Nurs Midwifery Res*. 2010;15:71–6.
- Ware JE, Gandek B. Methods for testing data quality, scaling assumptions, and reliability: The IQOLA Project approach. *International Quality of Life Assessment*. *J Clin Epidemiol*. 1998;51:945–52.
- Brown TA. *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York, NY: Guilford; 2006.
- Streiner DL, Norman G. *Health Measurement Scales: A practical Guide to their Development and Use*. New York, NY: Oxford University Press; 2003.
- Hinckle DE, Wiersma W, Jurs SG. *Applied statistics for the behavioral sciences*. 4th ed. Boston, MA: Houghton Mifflin; 1998.
- R Development Core Team. *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. 2016 [consultado 4 May 2018]. Disponible en: <https://www.r-project.org/>.
- Rosseel Y. Lavaan: An R package for structural equation modeling. *J Stat Softw*. 2012;48:1–36.
- Tavakol M, Dennick R. Making sense of Cronbach's alpha. *Int J Med Educ*. 2011;2:53–5.
- Alonso-Castillo MMM, Yañez-Lozano Á, Armendáriz-García NA. Funcionalidad familiar y consumo de alcohol en adolescentes de secundaria. *Health Addict*. 2017;17:87–96.
- Miklánková L, Reich P, Klimešová I, Rehtik Z. Substances in the life of children 8-10 years old. *J Heal Sci*. 2014;4:85–94.
- Palacio J, León M, García-Belenguer S. Aspectos epidemiológicos de las mordeduras caninas. *Gac Sanit*. 2005;19:50–8.
- Smahel D, Wright MF. The meaning of online problematic situations for children — Results of qualitative cross-cultural investigation in nine European countries. London: EU Kids Online; 2014.
- Rigdon EE. CFI versus RMSEA: A comparison of two fit indexes for structural equation modeling. *Struct Equ Model A Multidiscip J*. 1996;3:369–79.

26. Streiner DL. An introduction to coefficient alpha and internal consistency. *J Pers Assess.* 2003;80:99–103.
27. Streiner DL. Being inconsistent about consistency: When coefficient alpha does and doesn't matter. *J Pers Assess.* 2003;80:217–22.
28. Langford R, Bonell CP, Jones HE, Poulou T, Murphy SM, Waters E, et al. The WHO Health Promoting School framework for improving the health and well-being of students and their academic achievement. *Cochrane Database Syst Rev.* 2014. CD008958.
29. Prieto G, Delgado AR. Análisis de un test mediante el modelo de Rasch. *Psicothema.* 2003;15:94–100.
30. Greaves CJ, Campbell JL. Supporting self-care in general practice. *Br J Gen Pract.* 2007;57:814–21.