

Validación del cuestionario Pro Children Project para evaluar factores psicosociales del consumo de fruta y verdura en México

Gerardo Ochoa-Meza, M en Psic y Salud,⁽¹⁾ Juan C Sierra, PhD,⁽²⁾
Carmen Pérez-Rodrigo, MD,⁽³⁾ Javier Aranceta-Bartrina, PhD.⁽⁴⁾

Ochoa-Meza G, Sierra JC,
Pérez-Rodrigo C, Aranceta-Bartrina J.
Validación del cuestionario Pro Children Project
para evaluar factores psicosociales del consumo
de fruta y verdura en México.
Salud Publica Mex 2014;56:165-179.

Ochoa-Meza G, Sierra JC,
Pérez-Rodrigo C, Aranceta-Bartrina J.
Validity of Pro Children Project questionnaire
for assessing psychosocial factors of fruit
and vegetable intake in Mexico.
Salud Publica Mex 2014;56:165-179.

Resumen

Objetivo. Determinar la validez de contenido y de constructo de la versión mexicana del cuestionario Pro Children Project para evaluar factores psicosociales, asociados con el consumo de fruta y verdura en muestras de niños escolares de 10 a 12 años. **Material y métodos.** Cuestionario de 87 reactivos, aplicado en un estudio instrumental, realizado en 2011 a 2 084 niños en Ciudad Juárez, Chihuahua, México. **Resultados.** El acuerdo entre expertos fue bueno (Kappa=0.69) y muy bueno entre niños (kappa=0.93). Siete factores explican el 37.87% de la varianza en fruta y el 48.18% en verdura. Los valores alfa de Cronbach fueron de bajos a moderados (0.55-0.83). Se confirma una estructura interna de siete factores de primer orden en fruta y de seis en verdura. **Conclusión.** El cuestionario provee validez suficiente para la evaluación global de factores psicosociales asociados con el consumo de fruta y verdura en niños escolares de 10 a 12 años. Finalmente, se discuten las implicaciones de los hallazgos en la adaptación del instrumento para su posible aplicación en la evaluación de factores psicosociales del consumo de fruta y verdura y para futuras investigaciones con este instrumento.

Palabras clave: frutas; verduras; estudios de validación; cuestionarios; niño; México

Abstract

Objective. To determine content and construct validity for the Mexican version of Pro Children Project questionnaire for assessing psychosocial factors, related to fruit and vegetable intake in samples of 10-12 year-old schoolchildren. **Materials and methods.** The questionnaire consisted of 87 items. It was administered to 2084 children in an instrumental study conducted in 2011 in Ciudad Juarez, Chihuahua, Mexico. **Results.** Kappa statistic resulted in good agreement between experts (kappa=0.69), very good agreement in children (kappa=0.93). Seven factors were obtained that explained 37.87% of the variance in fruit and 48.18% of the variance in vegetable. Cronbach's alpha values were low to moderate (range 0.55 to 0.83). An internal structure of seven first order factors was confirmed in fruits and six linked to vegetables. **Conclusion.** The questionnaire provides sufficient validity for assessing psychosocial factors related to fruit and vegetable intake in 10-12 year old schoolchildren. Finally, implications of the findings in the test adaptation process for assessing psychosocial factors of fruit and vegetable intake and for future research in this instrument are discussed.

Key words: fruit; vegetables; validation studies; questionnaires; child; Mexico

- (1) Universidad Autónoma de Ciudad Juárez. Chihuahua, México.
- (2) Universidad de Granada. España.
- (3) Unidad de Nutrición Comunitaria. Universidad de Deusto. Bilbao, España.
- (4) Universidad de Navarra. Navarra, España.

Fecha de recibido: 30 de octubre de 2012 • **Fecha de aceptado:** 24 de enero de 2014
Autor de correspondencia: Mtro. Gerardo Ochoa Meza. Universidad Autónoma de Ciudad Juárez. Av. Universidad y
Heróico Colegio Militar (Zona Chamizal) S/N. 32310, Ciudad Juárez, Chihuahua, México
Correo electrónico: gochoaster@gmail.com, gochoa@uacj.mx, g8am@ugr.es

El consumo de fruta y verdura (F y V) es parte fundamental de la alimentación cotidiana y saludable durante el crecimiento y desarrollo de los niños.¹⁻³ Así, los hábitos, las preferencias y la selección de alimentos saludables adquiridos durante la niñez y adolescencia permanecen a lo largo de la vida.⁴ El interés por el incremento de este consumo se asocia con efectos preventivos en algunos problemas de salud pública como la obesidad, algunas enfermedades cardiovasculares y ciertos tipos de cáncer.^{5,6} Por esto, el diseño de intervenciones nutricionales efectivas para el incremento del consumo de F y V requiere factores psicosociales que influyan en la modificación de conductas alimentarias en las diversas poblaciones.⁷⁻⁹ Algunas evidencias epidemiológicas sugieren la efectividad de estos determinantes como mediadores o predictores del consumo de F y V en contextos escolares.^{10,11} Las variables mediadoras son factores individuales (las preferencias), sociales (modelamiento) o ambientales (accesibilidad).¹² Por ejemplo, el género, la edad, el nivel socioeconómico, las preferencias, el consumo parental y la accesibilidad en la casa han mostrado una mayor consistencia como factores asociados con el consumo de F y V en niños y adolescentes.^{13,14}

El consorcio internacional Pro Children, que promueve el incremento del consumo de F y V en niños escolares, desarrolló un cuestionario para medir determinantes psicosociales personales y ambientales en muestras representativas de niños de 10 a 13 años en nueve países europeos.¹⁵⁻¹⁷ Sus constructos se sustentan en teorías y modelos conductuales,⁸ bajo un marco teórico desarrollado para el diseño y aplicación de estrategias de intervención en el medio escolar.^{18,19} Su marco teórico se apoya en la teoría social cognitiva,^{20,21} en el modelo de actitudes, influencias sociales y autonomía,²² en la teoría de la conducta planeada,²³ el modelo transteórico del cambio conductual^{24,25} y en el modelo ecológico social de conducta saludable.²⁶ El cuestionario Pro Children Project (PCHP) es una herramienta válida y fácil de administrar en la evaluación de factores psicosociales relacionados con el consumo de frutas y verduras.²⁷

En México se requiere de instrumentos específicos que faciliten el diseño de programas de intervención para el incremento del consumo de F y V. Por ello, ante la ausencia de estudios de adaptación y validación del cuestionario PCHP en población escolar mexicana, se realizó el presente trabajo acorde con las normas de desarrollo y revisión de estudios instrumentales²⁸ indicados por Carretero-Dios y Pérez,²⁹ con el objetivo de estimar la validez de contenido y de constructo de la versión mexicana del cuestionario PCHP para evaluar factores psicosociales, asociados con el consumo de fruta y verdura en muestras de niños escolares de 10 a 12 años.

Material y métodos

Participantes

Se aplicó el cuestionario a una muestra total de 2 084 niños de quinto y sexto grado de primaria, de 13 escuelas públicas de nivel socioeconómico bajo y medio, determinado por el contexto geográfico y socioeconómico de la ubicación de las escuelas. Los datos fueron obtenidos en el ciclo escolar 2010-2011 en Ciudad Juárez, Chihuahua, México.

Instrumento

El cuestionario original mide 16 factores relacionados con el consumo de F y V: autoconsumo, conocimiento, actitudes, gusto, autoeficacia, intención, hábito, preferencias, percepción de barreras, normas subjetivas, apoyo parental activo, reglas exigidas y permitidas por la familia, accesibilidad en la casa y accesibilidad en la escuela y en el tiempo libre; compuesto por 45 reactivos para fruta y 42 para verdura, en una escala tipo Likert de cinco puntos. Este instrumento fue escrito en inglés y traducido a diferentes idiomas de países como Noruega, España, Portugal, Dinamarca y Bélgica, mediante traducción inversa.²⁷

Fases de la adaptación del instrumento

Las fases del proceso de adaptación y validación siguieron las normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales.²⁹ Éstas fueron: 1) evaluación cualitativa de reactivos mediante el juicio de expertos; 2) desarrollo final del cuestionario; 3) análisis de reactivos; 4) análisis factorial exploratorio (AFE); y 5) análisis factorial confirmatorio (AFC).

En la primera fase se hizo una adaptación del español de España al español de México y se evaluaron cualitativamente los reactivos y la relevancia de los constructos^{30,31} mediante un panel de 12 expertos, cuya tarea fue juzgar la redacción de cada uno de los reactivos para que fuesen comprendidos. Ante la proposición: *Por favor, diga en qué medida está de acuerdo con la redacción*, debía elegir entre opciones de una escala de cinco puntos que van desde: (1) "No estoy en absoluto de acuerdo con la redacción", hasta (5) "Estoy en absoluto de acuerdo con la redacción". Si la redacción fuese incorrecta, se proporcionó un espacio para correcciones y observaciones para cada reactivo. La validez de contenido se estimó con el índice de concordancia kappa³² interjueces. Las preguntas con puntuaciones inferiores a la media de tres fueron modificadas, resultando una nueva redacción y versión del cuestionario. La versión resultante fue sometida al juicio de los niños³³ y evaluada con el índice concordancia

kappa, además se obtuvo información verbal de las preguntas objetivo³⁴ a través de la aplicación grupal de una entrevista cognitiva semiestructurada.³⁵ El registro y el análisis de las respuestas contribuyeron al mejoramiento de la versión final del instrumento.³⁶ Asimismo, se estimó el nivel de dificultad de lectura del cuestionario con el índice Huerta Reading Ease (HRE).³⁷

En la segunda fase, se obtuvo una versión mexicana de cuestionario PCHP derivada de los análisis anteriores, compuesta por 87 reactivos, conservando las categorías de respuesta y la estructura interna original de 16 constructos (cuadro I).

En la tercera fase, se analizó estadísticamente los reactivos en la muestra total ($n=2\ 084$) manteniendo la estructura original ítem-factor. El criterio para mantener los reactivos fue de 0.30 en las correlaciones ítem-total corregidas y se estimó la consistencia interna (alfa de Cronbach) de la escala. Sin embargo, se decidió conservar aquellas preguntas cuyas correlaciones fueran inferiores a 0.30 y probar su saturación en el AFE; si éstas fuesen inferior a 0.30 se eliminarían.

Para la cuarta fase, se generó el AFE para explorar la estructura interna de la versión mexicana del cuestionario PCHP en una muestra de 896 niños, por extracción de componentes principales y rotación *Varimax* para obtener un modelo de agrupación de reactivos que correlacionaron con cada factor. Previo al AFE se aplicó la prueba de Kaiser-Meyer-Olking (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett.

Finalmente, se aplicó una estrategia confirmatoria (AFC) a través de modelos de ecuaciones estructurales (MEE) en una muestra de 1 188 niños con el método de máxima verosimilitud para obtener una estimación más robusta, y se emplearon los siguientes índices de ajuste: ji cuadrada, la ratio χ^2/gl , bondad del ajuste (GFE), índice ajustado de bondad de ajuste (AGFE) y error cuadrático medio de aproximación (RMSEA, por sus siglas en inglés). Los índices fueron evaluados globalmente en función de valores convencionales como indicadores de un buen ajuste, así en un rango de 2 a 1 y de 3 a 1 en la ratio χ^2/gl ,^{38,39} mayores a 0.90 en GFI y AGFI^{40,41} e inferiores a 0.05 en RMSEA.^{42,43}

Análisis de datos

Los datos fueron analizados con el programa estadístico para las ciencias sociales (SPSS, versión 17),* excepto el AFC que fue realizado mediante el programa Amos (versión 16).[‡]

* SPSS Inc. Paquete Estadístico para las Ciencias Sociales (SPSS) para Windows versión 17.0. en español Chicago Ill: SPSS Inc. 2008.

‡ Arbuckle J. AMOS guía del usuario versión 16.0. 2007.

Consideraciones éticas

A todos los participantes se les garantizó el anonimato y la confidencialidad de los datos proporcionados. Se utilizó el consentimiento informado de participación de los niños en el estudio, el consentimiento de los padres y de las autoridades escolares. El protocolo de investigación fue aprobado por el Comité de Bioética de la Universidad Autónoma de Ciudad Juárez, Chihuahua, México.

Resultados

Datos sociodemográficos

Un panel de 12 jueces integrado por tres expertos en nutrición, dos en dietética y nutrición, dos en salud pública, dos en psicometría, dos en psicología de la salud y un experto en ciencias de la educación participaron en la validez de contenido, además de 60 niños escolares de quinto y sexto grado de primaria, 29 niños (48.33%) y 31 niñas (51.66%) con una media (M) de 11 años y un desviación estándar (DE) de 0.61.

Una muestra total de 2 084 niños participó en la validez del constructo. La muestra fue subdividida en dos muestras independientes, recogidas de manera incidental tratando de obtener un porcentaje equivalente de niñas y niños. La primera muestra ($n=896$) fue compuesta por 449 (50.1%) niñas y 447 (49.9%) niños para explorar la estructura factorial; su rango de edad varió de 9 a 13 años. La segunda muestra ($n=1\ 188$) estuvo integrada por 574 (48.3%) niñas y 614 (51.7%) niños para confirmar la estructura factorial y su rango de edad osciló entre 9 y 13 años.

Validez de contenido

El índice total de concordancia kappa, con 95% de intervalo de confianza, resultó bueno entre los expertos ($kappa=0.69$) y muy bueno ($kappa=0.93$) entre los niños. Se modificaron 24 reactivos, 13 de ellos relacionados con determinantes de fruta y 11 de verdura. El nivel de dificultad de lectura fue moderadamente fácil (índice HRE=71.25).³⁷

Análisis de reactivos

El cuadro I presenta los resultados de los análisis de los 45 reactivos de fruta que presentaron valores medios entre 1.31 y 3.89; las desviaciones estándar puntuaron en torno a 1 variando en un rango entre 0.69 y 1.60. El alfa de Cronbach fue de 0.81 y las correlaciones ítem-total corregidas superaron el 0.30, a excepción de 19

Cuadro I
ANÁLISIS DE REACTIVOS PARA MEDIR FACTORES RELACIONADOS CON EL CONSUMO DE FRUTAS Y VERDURAS.
CIUDAD JUÁREZ, CHIHUAHUA, MÉXICO, OCTUBRE 2011

Constructo / Reactivos	Categorías de respuesta	R IT-c*	Consistencia interna, alfa
<i>Personales (fruta)</i>			
<i>Autoconsumo</i>			
1. ¿Cuánta fruta consideras que comes?	Escala de 5 puntos de (1) muy poca fruta a (5) muchísima fruta	0.40	0.82
2. ¿Comparándote con la mayoría de los niños/as de tu edad, tu consumo de fruta es más o es menos?	Escala de 5 puntos de (1) mucho menos a (5) mucho más	0.31	0.82
<i>Conocimiento</i>			
3. ¿Qué cantidad de fruta crees que deberías comer para seguir una alimentación saludable?	(1) nada de fruta, (2) 1 -3 piezas por semana, (3) 4 - 6 piezas a la semana, (4) 1 pieza al día, (5) 2 piezas al día, (6) 3 piezas por día, (7) 4 piezas por día, (8) 5 o más piezas por día.	0.07	0.83
<i>Actitudes</i>			
4. Comer fruta todos los días me hace sentirme bien	Escala de 5 puntos de (1) No estoy en absoluto de acuerdo a (5) Estoy totalmente de acuerdo	0.30	0.83
5. Comer fruta todos los días me hace tener más energía		0.29	0.83
<i>Gusto</i>			
6. Me gusta comer fruta todos los días		0.46	0.82
7. La mayoría de la fruta sabe bien		0.31	0.82
<i>Autoeficacia</i>			
13. Me resulta fácil comer fruta todos los días		-0.01	0.83
14. Si decido comer fruta todos los días, puedo hacerlo		0.31	0.82
<i>Intención</i>			
15. Quiero comer fruta todos los días		0.37	0.82
<i>Hábito</i>			
16. Comer fruta todos los días es una costumbre, un hábito para mí		0.44	0.82
<i>Preferencias</i>			
17. Manzanas	Escala de 5 puntos de (1) No la he probado a (5) Me gusta mucho	0.23	0.83
18. Plátanos		0.23	0.83
19. Peras		0.29	0.83
20. Naranjas		0.26	0.83
21. Mandarinas		0.28	0.83
22. Ciruelas		0.30	0.83
23. Duraznos		0.36	0.82
24. Melón		0.29	0.82
25. Fresas		0.29	0.83
26. Papaya		0.30	0.82
27. Mango		0.29	0.83
28. Piña		0.29	0.82
<i>Percepción de barreras</i>			
42. No como fruta porque tardo mucho tiempo en comerla	Escala de 5 puntos de (1) No estoy en absoluto de acuerdo a (5) Estoy totalmente de acuerdo	-0.01	0.83
43. No como fruta porque se me antoja comer otra cosa, por ejemplo dulces o papitas		-0.15	0.84
44. No como fruta porque se me ensucian las manos al comerla		0.02	0.83
45. No como fruta porque es difícil de llevar a la escuela		-0.04	0.84
<i>Percepción ambiental social (fruta)</i>			
<i>Modelamiento</i>			
8. Mi mamá come fruta todos los días	Escala de 5 puntos de (1) No estoy en absoluto de acuerdo a (5) Estoy totalmente de acuerdo; más (6) No tengo/no veo a mi mamá/papá	0.39	0.82
9. Mi papá come fruta todos los días		0.38	0.82
10. Mis amigos/as comen fruta todos los días	Escala de 5 puntos de (1) No estoy en absoluto de acuerdo a (5) Estoy totalmente de acuerdo	0.26	0.83

(continúa...)

(continuación)

Apoyo parental activo			
11. Mi mamá me anima a comer fruta todos los días	Escala de 5 puntos de (1) No estoy en absoluto de acuerdo	0.44	0.82
12. Mi papá me anima a comer fruta todos los días	a (5) Estoy totalmente de acuerdo; más (6) No tengo/no veo a mi mamá/papá	0.39	0.82
Facilitación parental			
37. ¿En tu casa te prepara tu papá o tu mamá pedazos de fruta para comer cuando te dé hambre?	Escala de 5 puntos de (1) nunca a (5) sí, siempre	0.50	0.82
Reglas exigidas por la familia			
29. ¿Tus papás te piden que comas fruta todos los días?		0.46	0.82
Reglas permitidas por la familia			
30. ¿En tu casa te permiten comer toda la fruta que quieras?		0.26	0.83
31. ¿En tu casa te permiten tomar todo el jugo de fruta que quieras?		0.28	0.83
Percepción ambiental física (fruta)			
Accesibilidad en la casa			
32. ¿Si dices en tu casa qué fruta te gustaría comer, la comprarían?		0.36	0.82
33. ¿Si dices en casa qué jugo de fruta natural te gustaría tomar lo prepararían?		0.47	0.82
34. ¿Hay diferentes tipos de fruta en casa?		0.41	0.82
35. ¿La fruta que te gusta, la tienen en casa?		0.38	0.82
36. ¿El jugo de fruta que te gusta lo tienen en casa?		0.38	0.82
Accesibilidad en la escuela y en el tiempo libre			
38. ¿Llevas fruta a la escuela?		0.36	0.82
39. ¿Puedes conseguir fruta en la escuela, ya sea que la compres o te la regalen?		0.19	0.83
40. ¿Te ofrecen fruta cuando pasas la tarde en casa de tus amigos?		0.35	0.82
41. ¿Puedes conseguir fruta donde pasas tu tiempo libre como en el parque, clubes, centros deportivos, ya sea que la compres o te la regalen?		0.37	0.82
Personales (verdura)			
Autoconsumo			
46. ¿Cuánta verdura consideras que comes?	Escala de 5 puntos de (1) muy poca verdura a (5) muchísima verdura		
47. ¿Comparándote con la mayoría de los niños/as de tu edad, tu consumo de verdura es más o es menos?	Escala de 5 puntos de (1) mucho menos a (5) mucho más	0.50	0.88
Conocimiento			
48. ¿Qué cantidad de verdura crees que deberías comer para seguir una alimentación saludable?	(1) nada de verdura, (2) 1 -3 piezas por semana, (3) 4 - 6 piezas a la semana, (4) 1 pieza al día, (5) 2 piezas al día, (6) 3 piezas por día, (7) 4 piezas por día, (8) 5 o más piezas por día.	0.04	0.88
Actitudes			
49. Comer verdura todos los días me hace sentirme bien	Escala de 5 puntos de (1) No estoy en absoluto de acuerdo a (5) Estoy totalmente de acuerdo	0.36	0.88
50. Comer verdura todos los días me hace tener más energía		0.36	0.88
Gusto			
51. Me gusta comer verdura todos los días		0.57	0.87
52. La mayoría de la verdura sabe bien		0.48	0.88
Autoeficacia			
58. Me resulta fácil comer verdura todos los días		-0.11	0.89
59. Si decido comer verdura todos los días, puedo hacerlo		0.43	0.88
Intención			
60. Quiero comer verdura todos los días		0.56	0.87
Hábito			
61. Comer verdura todos los días es una costumbre, un hábito para mí		0.53	0.87

(continúa...)

(Continuación)

Preferencias				
62. Tomate		Escala de 5 puntos de (1) No la he probado a (5) Me gusta mucho	0.33	0.88
63. Col			0.38	0.88
64. Espinacas			0.41	0.88
65. Apio			0.44	0.88
66. Ejotes			0.45	0.88
67. Cebolla			0.33	0.88
68. Zanahorias			0.40	0.88
69. Brócoli			0.41	0.88
70. Coliflor			0.45	0.88
71. Chicharos verdes			0.44	0.88
72. Betabel			0.44	0.88
73. Calabacitas			0.42	0.88
Percepción de barreras				
84. No como verdura porque tardo mucho tiempo en comerla			-0.06	0.88
85. No como verdura porque se me antoja comer otra cosa, por ejemplo dulces o papitas			-0.20	0.89
86. No como verdura porque se me ensucian las manos al comerla			-0.05	0.88
87. No como verdura porque es difícil de llevar a la escuela			-0.05	0.88
<i>Percepción ambiental social (verdura)</i>				
Modelamiento				
53. Mi mamá come verdura todos los días		Escala de 5 puntos de (1) No estoy en absoluto de acuerdo a (5) Estoy totalmente de acuerdo; más (6) No tengo/no veo a mi mamá/papá	0.46	0.88
54. Mi papá come verdura todos los días				
55. Mis amigos/as comen verdura todos los días			0.43	0.88
Apoyo parental activo				
56. Mi mamá me anima a comer verdura todos los días		Escala de 5 puntos de (1) Nunca a (5) Sí, siempre	0.35	0.88
57. Mi papá me anima a comer verdura todos los días			0.46	0.88
Facilitación parental				
79. ¿En tu casa te preparan trozos de verdura para comer cuando te de hambre?			0.58	0.87
Reglas exigidas por la familia				
74. ¿Tus papás te piden que comas verdura todos los días?			0.48	0.88
Reglas permitidas por la familia				
75. ¿En tu casa te permiten comer toda la verdura que quieras?			0.37	0.88
<i>Percepción ambiental física (verdura)</i>				
Accesibilidad en la casa				
76. ¿Si dices en casa qué verdura te gustaría comer, la comprarían?			0.47	0.88
77. ¿Hay diferentes tipos de verduras en casa?			0.45	0.88
78. ¿La verdura que te gusta la tienen en casa?			0.52	0.88
Accesibilidad en la escuela y en el tiempo libre				
80. ¿Llevas verdura a la escuela?			0.58	0.87
81. ¿Puedes conseguir verdura en la escuela, ya sea que la compres o te la regalen?			0.43	0.88
82. ¿Te ofrecen verdura cuando pasas la tarde en casa de tus amigos?			0.33	0.88
83. Puedes conseguir verdura donde pasas tu tiempo libre como en el parque, clubes, centros deportivos, ya que la compres o te la regalen?			0.42	0.88

* RIT-c=correlación ítem total corregido

reactivos que oscilaron entre -0.02 y 0.29 y su eliminación no aumentaría la consistencia interna señalada,³⁰ optándose arbitrariamente por conservar estos reactivos para el AFE y probar su adecuación. Asimismo, en los 42 reactivos referidos a la verdura, los valores medios oscilaron entre 1.49 y 4.03, las desviaciones estándar se aproximaron a 1 en un rango de 0.84 a 1.60 y el alfa de Cronbach fue de 0.87. Las correlaciones ítem-total corregidas sobrepasaron el valor de 0.30 en todos los casos, excepto en seis reactivos, optándose por su permanencia en los análisis factoriales.

Análisis factorial exploratorio

En los 45 reactivos de fruta, la prueba de adecuación muestral (KMO= 0.84) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2=7344.10$; $p < 0.001$) indicaron la adecuación de los datos para el análisis. Se identificaron siete factores con autovalores mayores a 1 que explicaron el 37.87% de la varianza total. Todas las subescalas (accesibilidad en la casa, preferencias, habilidades, modelamiento, accesibilidad en la escuela, percepción de barreras y autoconsumo) obtuvieron saturaciones superiores a 0.30. A pesar de que la mayoría de los reactivos mostraron cargas factoriales importantes en un rango de 0.31 a 0.80, el porcentaje de la varianza explicada por factor fue inferior a 10% (rango de 7.28 a 3.76%). En la solución obtenida algunos factores concordaron con la propuesta original presentada por De Bourdeaudhuij, *et al.*,²⁷ excepto el factor 3 referido a las habilidades en la elección de alimentos saludables para el incremento del consumo de fruta,⁷ que agrupó reactivos de factores (conocimiento, gusto, intención, autoeficacia y hábito) de la estructura original. La consistencia interna por factor presentó valores alfa de Chronbach en un rango de 0.55 a 0.76 (cuadro II).

La medida de adecuación muestral (KMO=0.92) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2=11932.92$; $p < 0.001$) señalaron la adecuación de los datos para el análisis de 42 reactivos asociados con la verdura. Se identificaron siete factores con autovalores mayores a 1 que explicaron 48.18% del total de la varianza. Todas las subescalas (preferencias, habilidades, modelamiento, accesibilidad en la escuela, accesibilidad en la escuela, percepción de barreras y actitudes) resultaron con saturaciones superiores a 0.30. Pese a que la mayoría de los reactivos presentaron pesos factoriales significativos entre 0.33 y 0.76, el porcentaje de la varianza por factor fue inferior a 12% (rango: 11.63 a 2.96%). En la solución encontrada algunos de estos factores concordaron con la propuesta original,²⁷ excepto el factor 2 habilidades, referido a las habilidades o destrezas relacionadas con la elección de alimentos saludables para el incremento del

consumo de verdura,⁷ integrando reactivos de factores de la estructura original (conocimiento, gusto, intención, autoeficacia y hábito). La consistencia interna de estos factores obtuvo un rango de valores alfa de Cronbach de 0.67 a 0.83 (cuadro III).

Análisis factorial confirmatorio

Los resultados del AFC mostraron índices de ajuste adecuado para el modelo de siete factores asociados con el consumo de fruta: $\chi^2=2603.30$; $g= 806$; $p < 0.001$; ratio $\chi^2/g= 3.23$; GFI= 0.90; AGFI= 0.89 y RMSEA= 0.04. La figura 1 presenta los coeficientes de regresión estandarizados entre los factores y entre los factores y los reactivos de cada uno de los 42 reactivos agrupados en siete factores. Las relaciones entre los factores fueron significativas y sus coeficientes de regresión estandarizados fueron superiores a 0.30 en un rango de 0.30 a 0.67. Así también entre los reactivos y los factores, que resultaron con coeficientes estandarizados en un rango de 0.31 a 0.62, excepto en el reactivo 10 y 13. La estructura interna del modelo confirmado con siete factores se sustenta en las saturaciones factoriales significativas dadas entre los factores y entre los factores y los reactivos.

El modelo de seis factores con 38 reactivos relacionados con el consumo de verdura mostró índices de ajuste adecuado: $\chi^2= 1770.77$; $g= 617$; $p < 0.001$; ratio $\chi^2/g= 2.87$; GFI= 0.91; AGFI= 0.90; RMSEA= 0.04. La figura 1 presenta los coeficientes de regresión estandarizados entre los factores que fueron superiores a 0.30 (significativos) en un rango de 0.34 a 0.60, así como entre los factores y los reactivos que resultaron en un rango de 0.31 a 0.75, excepto el reactivo 58. La estructura factorial de este modelo de seis constructos se sustenta en las saturaciones factoriales significativas dadas entre los factores y entre los factores y los reactivos.

Discusión

El objetivo del presente estudio fue estimar la validez de contenido y del constructo de la versión mexicana del cuestionario PCHP en muestras de niños escolares de 10 a 12 años; el instrumento fue desarrollado para evaluar factores psicosociales asociados con el consumo de F y V en contextos escolares. Este estudio se realizó a partir de la propuesta original del cuestionario²⁷ siguiendo las normas para el desarrollo y adaptación de instrumentos.²⁹

La validez de contenido resultó adecuada para el total de los reactivos y constructos. La validez de constructo presentó una estructura interna de siete factores con una reducida varianza explicada por factor y una consistencia interna de baja a moderada en las sub-

Cuadro II
ESTRUCTURA DE FACTORES IDENTIFICADOS PARA FRUTA. CIUDAD JUÁREZ, CHIHUAHUA, MÉXICO, OCTUBRE 2011

Reactivo	Factor I Accesibilidad en la casa	Factor II Preferencias	Factor III Habilidades	Factor IV Modela- miento	Factor V Accesibilidad en la escuela	Factor VI Percepción de barreras	Factor VII Autoconsumo	h ²
31. ¿En tu casa te permiten tomar todo el jugo de fruta que quieras?	0.59							0.39
33. ¿Si dices en casa qué jugo de fruta natural te gustaría tomar lo prepararían?	0.55*							0.38
32. ¿Si dices en tu casa qué fruta te gustaría comer, la comprarían?	0.53*							0.30
30. ¿En tu casa te permiten comer toda la fruta que quieras?	0.53							0.33
35. ¿La fruta que te gusta, la tienen en casa?	0.52*							0.37
36. ¿El jugo de fruta que te gusta, lo tienen en casa?	0.52*							0.33
37. ¿En tu casa te prepara tu papá o tu mamá pedazos de fruta para comer cuando te dé hambre?	0.50							0.04
34. ¿Hay diferentes tipos de fruta en casa?	0.45*							0.29
29. ¿Tus papás te piden que comas fruta todos los días?	0.41							0.35
23. Duraznos		0.62*						0.41
28. Piña		0.54*						0.31
27. Mango		0.51*						0.28
25. Fresas		0.50*						0.26
19. Peras		0.47*						0.26
24. Melón		0.47*						0.24
26. Papaya		0.45*						0.23
21. Mandarinas		0.38*						0.18
22. Ciruelas		0.37*						0.18
7. La mayoría de la fruta sabe bien		0.33						0.19
20. Naranjas		0.31*						0.13
18. Plátanos		0.31*						0.12
4. Comer fruta todos los días me hace sentirme bien			0.61					0.40
5. Comer fruta todos los días me hace tener más energía			0.56					0.35
15. Quiero comer fruta todos los días			0.53					0.38
6. Me gusta comer fruta todos los días			0.51					0.48
14. Si decido comer fruta todos los días, puedo hacerlo			0.47					0.28
16. Comer fruta todos los días es una costumbre, un hábito para mí			0.38					0.35
12. Mi papá me anima a comer fruta todos los días				0.80				0.71
9. Mi papá come fruta todos los días				0.74*				0.62
8. Mi mamá come fruta todos los días					0.40			0.33
40. ¿Te ofrecen fruta cuando pasas la tarde en casa de tus amigos?					0.35*			0.24
39. ¿Puedes conseguir fruta en la escuela, ya sea que la compres o te la regalen?					0.34*			0.17
41. ¿Puedes conseguir fruta donde pasas tu tiempo libre como en el parque, clubes, centros deportivos, ya sea que la compres o te la regalen?					0.33*			0.23
11. Mi mamá me anima a comer fruta todos los días					0.32			0.36
10. Mis amigos/as comen fruta todos los días					0.32			0.20
44. No como fruta porque se me ensucian las manos al comerla						0.65*		0.44
45. No como fruta porque es difícil de llevar a la escuela						0.55*		0.32
42. No como fruta porque tardo mucho tiempo en comerla						0.50*		0.29
43. No como fruta porque se me antoja comer otra cosa, por ejemplo dulces o papitas						0.46*		0.27
1. ¿Cuánta fruta consideras que comes?							0.66*	0.56
2. ¿Comparándote con la mayoría de los niños/as de tu edad, tu consumo de fruta es más o es menos?							0.52*	0.36
Autovalor	3.28	3.09	2.71	2.57	2.71	1.73	1.69	
% de varianza	7.28	6.88	6.02	5.71	4.37	3.85	3.76	
Alfa de Cronbach	0.76	0.75	0.73	0.72	0.55	0.63	0.65	

h²= comunalidadesNota: Los asteriscos señalan el factor al que pertenece cada ítem en la propuesta original por Sandvik C, et al. 2005¹⁸

Cuadro III
ESTRUCTURA DE FACTORES IDENTIFICADOS PARA VERDURA. CIUDAD JUÁREZ, CHIHUAHUA, MÉXICO, OCTUBRE 2011

Reactivo	Factor I Preferencias	Factor II Habilidades	Factor III Modela- miento	Factor IV Accesibilidad en la casa	Factor V Accesibilidad en la escuela	Factor VI Percepción de barreras	Factor VII Actitudes	h2
66. Ejotes	0.61*							0.41
64. Espinacas	0.59*							0.38
65. Apio	0.58*							0.38
70. Coliflor	0.58*							0.41
71. Chicharos verdes	0.54*							0.34
69. Brócoli	0.53*							0.36
72. Betabel	0.53*							0.33
63. Col	0.51*							0.28
73. Calabacitas	0.49*							0.31
67. Cebolla	0.47*							0.24
68. Zanahorias	0.36*							0.23
62. Tomate	0.34*							0.19
51. Me gusta comer verdura todos los días		0.66						0.64
46. ¿Cuánta verdura consideras que comes?		0.61						0.57
60. Quiero comer verdura todos los días		0.59						0.61
47. ¿Comparándote con la mayoría de los niños/as de tu edad, tu consumo de verdura es más o es menos?		0.52						0.43
52. La mayoría de la verdura sabe bien		0.47						0.42
61. Comer verdura todos los días es una costumbre, un hábito para mí		0.43						0.46
54. Mi papá come verdura todos los días			0.70*					0.54
57. Mi papá me anima a comer verdura todos los días			0.68					0.52
53. Mi mamá come verdura todos los días			0.55*					0.40
56. Mi mamá me anima a comer verdura todos los días			0.54					0.44
74. ¿Tus papás te piden que comas verdura todos los días?			0.48					0.44
55. Mis amigos/as comen verdura todos los días			0.33*					0.23
81. ¿Puedes conseguir verdura en la escuela, ya sea que la compres o te la regalen?				0.66*				0.46
83. Puedes conseguir verdura donde pasas tu tiempo libre como en el parque, clubes, centros deportivos, ya que la compres o te la regalen?				0.65*				0.48
80. ¿Llevas verdura a la escuela?				0.59*				0.41
82. ¿Te ofrecen verdura cuando pasas la tarde en casa de tus amigos?				0.58*				0.41
76. ¿Si dices en casa qué verdura te gustaría comer, la comprarían?					0.58*			0.48
78. ¿La verdura que te gusta, la tienen en casa?					0.57*			0.47
77. ¿Hay diferentes tipos de verduras en casa?					0.54*			0.41
75. ¿En tu casa te permiten comer toda la verdura que quieras?					0.52*			0.35
79. ¿En tu casa te preparan trozos de verdura para comer cuando te dé hambre?					0.43*			0.46
86. No como verdura porque se me ensucian las manos al comerla						0.76*		0.61
84. No como verdura porque tardo mucho tiempo en comerla						0.67*		0.48
87. No como verdura porque es difícil de llevar a la escuela						0.60*		0.37
85. No como verdura porque se me antoja comer otra cosa, por ejemplo dulces o papitas						0.57*		0.42
50. Comer verdura todos los días me hace tener más energía							0.61*	0.48
49. Comer verdura todos los días me hace sentirme bien							0.60*	0.47
59. Si decido comer verdura todos los días, puedo hacerlo							0.42	0.38
Autovalor	4.89	4.43	2.96	2.65	2.47	1.59	1.24	
% de varianza	11.63	10.54	7.04	6.32	5.89	3.79	2.96	
Alfa de Cronbach	0.83	0.74	0.83	0.75	0.70	0.75	0.67	

h2= comunalidades

Nota. Los asteriscos señalan el factor al que pertenece cada ítem en la propuesta original por Sandvik C, et al., 2005¹⁸

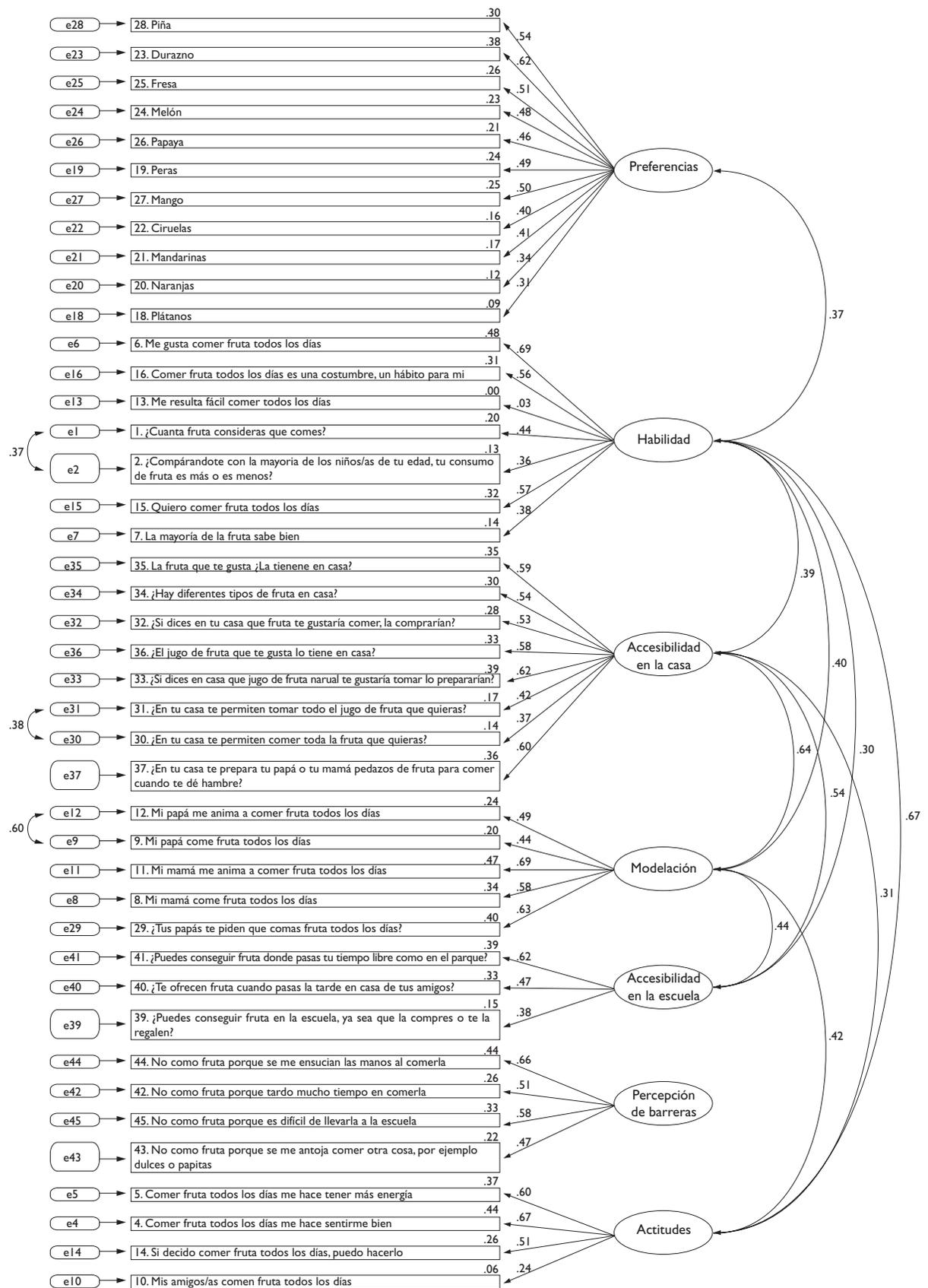


FIGURA 1. MODELO DE SIETE FACTORES DEL PRO CHILDREN PROJECT ASOCIADOS CON EL CONSUMO DE FRUTA. CIUDAD JUÁREZ, CHIHUAHUA, MÉXICO, OCTUBRE 2011



FIGURA 2. MODELO DE SEIS FACTORES DEL PRO CHILDREN PROJECT ASOCIADOS CON EL CONSUMO DE VERDURA. CIUDAD JUÁREZ, CHIHUAHUA, MÉXICO, OCTUBRE 2011

escalas. El análisis factorial confirmatorio reveló índices de ajuste adecuados en los modelos confirmados, junto a coeficientes de regresión estandarizados aceptables entre los factores y entre los factores y los reactivos, por lo que el cuestionario PCHP puede ser aplicable para la evaluación global de factores psicosociales asociados con el consumo de F y V en niños escolares de 10 a 12 años. Dado los resultados obtenidos en este estudio, se recomienda por razones prácticas para su uso la puntuación total de las escalas, además de someterlas a corroboración a través de otros estudios de validez que permitan obtener mayores evidencias de la pertinencia y suficiencia de su uso.

En este estudio se utilizó como evidencia de validez de contenido el índice total de concordancia kappa, que fue bueno entre los jueces y muy bueno entre niños escolares, reflejando la relevancia y la moderada facilidad de lectura y comprensión de los reactivos del cuestionario.

En el análisis estadístico de los reactivos se utilizó un criterio menos restrictivo para conservar los reactivos a partir de 0.30 en los valores de las intercorrelaciones. Acorde con Floyd y Widaman, este criterio puede ser utilizado si se emplean muestras de más de 300 participantes.⁴⁴ En el presente estudio dichos análisis se efectuaron en la muestra total (n=2 084), sin embargo, sobre las intercorrelaciones que resultaron ser inferiores al criterio empleado, arbitrariamente se decidió su permanencia y probar su adecuación en los análisis factoriales, ya que su eliminación no modificaban la consistencia interna de las escalas. Acorde con Nunnally, los valores alfa aceptables son a partir de 0.70 y más, y los de 0.90 en adelante podrían ser redundantes, recomendándose su eliminación si afectaran el valor alfa de la escala.³⁰ Así, estos reactivos que habían mostrado intercorrelaciones bajas probaron su adecuación respecto a la teoría y al contenido sintáctico de los componentes al obtener saturaciones mayores a 0.30 en el AFE.

La validez de constructo requirió del empleo de muestras independientes acordes con las normas de adaptación de instrumentos seguidas en el presente estudio.²⁹ En la primera se efectuó una exploración de la estructura interna del instrumento y en la segunda su confirmación, como método de validación cruzada, mediante modelos de ecuaciones estructurales.²⁹ El AFE, como lo indica Steves, se generó en una muestra de más de 300 participantes a fin de asegurar soluciones fiables.⁴⁵

El AFE identificó un modelo de siete factores con una reducida varianza explicada por factor en ambas escalas. La varianza total explicada fue menor a 40% en fruta y menor a 50% en verdura. Estos resultados parecen estar en la línea de lo informado en un estudio de

revisión con modelos de factores psicosociales asociados con el consumo de F y V por Baranowki *et al*, donde señalan que la tendencia de explicación de la varianza en este consumo es menor a 30%.⁴⁶ Otros estudios han reportado un porcentaje entre 27 y 38% de la varianza en el consumo de fruta, entre 51 y 69% de la varianza en la intención de comer fruta, así como de 23 a 28% de la varianza en el consumo de verdura.^{47,48}

La consistencia interna de las escalas en el presente estudio no fue muy alta (rango de 0.55 a 0.83) y es comparable con los valores alfa obtenidos en el estudio original (rango de 0.52 a 0.89).²⁷ Estos valores pueden ser atribuibles al empleo de pocos reactivos en la medición de algunos constructos, en contraste con otros estudios que han utilizado una mayor cantidad de reactivos por escala y reportan valores alfa más altos.⁴⁶ En el caso de instrumentos con una reducida confiabilidad, el criterio utilizado como valor alfa aceptable es determinante para su consideración, por lo que cabe señalar que estos valores son dependientes de la longitud de las subescalas o del número de reactivos que las conforman.³⁰ Por ejemplo, en este estudio las subescalas de modelamiento y percepción de barreras asociadas con el consumo de fruta obtuvieron una consistencia interna de 0.72 y de 0.63 con dos y cuatro reactivos. Estos valores pueden representar un criterio y considerarse como aceptables para retener los constructos extraídos mediante el AFE (cuadro II), si se sustentaron en correlaciones aceptables³⁰ y en una muestra mayor a 300 participantes acorde con Carretero-Dios y López,²⁹ por lo que es posible afirmar que los componentes de ambas escalas mostraron una consistencia interna adecuada, particularmente en subescalas con un número reducido de reactivos y cuyo valor alfa fue menor a 0.70 en un rango de 0.55 a 0.69.

Sin embargo, la dimensionalidad del instrumento evaluado en el presente estudio puede ser cuestionada ante la reducida varianza explicada por factor y por ciertos valores de consistencia interna considerados como bajos en algunas subescalas, de manera que es importante sustentar las razones por las cuales se decidió aceptar como adecuada la dimensionalidad del instrumento. Primeramente, la dimensionalidad no depende exclusivamente de los valores bajos de la varianza explicada por factor sino del método de extracción empleado, cuyo objetivo es la reducción de la dimensionalidad original orientada hacia una nueva dimensionalidad,⁴⁹ junto a la explicación la varianza de las variables observadas en factores latentes.⁵⁰ El método de extracción empleado en este estudio fue el análisis de componentes principales (ACP) con rotación Varimax, por ser un método de fácil interpretación de la solución identificada, además de obtener los pesos esperados de cada factor extraído por orientarse a la maximización de la varianza e incluir un

proceso iterativo. Esta técnica permitió el tratamiento de las variables observadas y su reducción con el fin de identificar un número de variables ficticias constituidas a partir de las variables observadas,⁵¹ todo ello respaldado por el estadístico KMO que en este estudio mostró una buena adecuación muestral de los datos al modelo de análisis e indicó la proporción de la varianza que poseen en común las variables estimadas, si el valor de la adecuación resultante fue mayor a 0.5.⁵² El estadístico KMO encontrado para este estudio fue de 0.8 en fruta y de 0.9 en verdura, mostrando el ajuste de las variables sustentada por la prueba de esfericidad de Bartlett. Asimismo, para la determinación del número de factores, se utilizó la regla propuesta por Kaiser-Guttman, la cual permite conservar los componentes con valores propios o autovalores (varianza explicada) que sean iguales o mayores a 1.⁵³⁻⁵⁵ Esta regla está contenida en la rotación Varimax,⁵¹ y junto a esta regla se aplicaron los siguientes criterios para considerar que un elemento pertenece a un factor: a) tener una carga factorial igual o superior a 0.30 en la matriz de componentes rotados; b) en caso de haber una saturación de 0.30 en más de un factor, deberá existir una diferencia mínima de 0.15 en el valor absoluto de la saturación para ser asignado a un solo factor; y c) que los factores contengan al menos dos elementos. Por otra parte, Nunnally afirma que cada factor deberá contener variables que se correlacionen alta y exclusivamente con ese factor y no deben correlacionarse con cualquier otro factor con más de 0.30 y las variables deben correlacionarse por encima de 0.50.³⁰ Sin embargo, Steves⁴⁵ recomienda que las saturaciones deben ser de 0.40, pero otros autores han propuesto un criterio menos restrictivo con saturaciones entre 0.25 y 0.30 cuando las muestras se han conformado con más de 300 participantes.⁴⁴

Algunos valores alfa resultantes en los factores identificados por el ACP en este estudio podrían indicar errores de medición del coeficiente alfa para los 42 reactivos de fruta y 38 reactivos en verdura. Pero dicho coeficiente es un coeficiente de correlación directamente relacionado a la desviación estándar de los puntajes obtenidos por los sujetos de la muestra. Asimismo, la consistencia interna del instrumento puede depender de la longitud de las escalas y de las subescalas, de manera que siguiendo a Nunnally los estándares de consistencia interna podrían depender de cómo se utilicen estos coeficientes, por lo que, en instrumentos con reducida confiabilidad, bien pudieran bastar confiabilidades de 0.50 y 0.60.³⁰ Así, los valores alfa de los factores asociados con el consumo de verdura que resultaron en un rango de 0.67 a 0.83 y los de fruta entre 0.55 a 0.76 podrían considerarse como valores aceptables, si éstos se sustentaron en correlaciones aceptables que Nunnally

establece que sean a partir de 0.40,³⁰ pero en este estudio fue delimitado a 0.30, ya que se utilizó una muestra mayor a 300 participantes como lo indica Carretero-Dios y Pérez.²⁹ Según Nunnally, los valores alfa de Cronbach son dependientes de la longitud de las escalas.³⁰ Así se observó que en las subescalas de modelamiento y percepción de barreras en fruta, con dos y cuatro reactivos correspondientemente, la consistencia interna fue de 0.72 y de 0.63, que bien podrían considerarse como valores aceptables, además de ser comparables con la consistencia interna de las subescalas en el estudio original, cuyo rango fue de 0.52 a 0.89.²⁷

Generalmente, la varianza total explicada debe ser considerablemente alta (80%) para que el número de factores sea suficiente. Sin embargo, difícilmente este porcentaje se ha logrado en estudios previos con este instrumento, por lo que nuestro estudio consideró como porcentaje adecuado en la explicación de la varianza total entre 40 y 60% acorde con lo informado por Baranowki y colaboradores, que en un estudio de revisión encontraron que la tendencia de explicación de la varianza a través de factores psicosociales asociados con el consumo de F y V fue menor a 30%.⁴⁶ Asimismo, Sandvick y colaboradores reportaron porcentajes entre 27 y 38% de la varianza para explicar el consumo de fruta, y entre 51 y 69% en la intención de comer fruta.⁴⁷ Además, De Bordeaudhuij y colaboradores informaron que el porcentaje de la varianza que explicó el consumo de verdura fue entre 23 y 28 por ciento.⁴⁸

En la adaptación de instrumentos es importante que éstos cuenten con constructos potentes para la evaluación de los factores asociados con este consumo. De manera que, en futuros estudios, la inclusión de más reactivos en las subescalas con una insuficiente consistencia interna (<0.70) podría incrementar la consistencia interna de las escalas y la mejora de la validez de constructo en las subescalas. Tal vez la consistencia interna hallada en este estudio fue atribuible a correlaciones débiles entre los reactivos que también pueden ser resueltas en futuros trabajos mediante una mejor selección de reactivos a través de un índice compuesto y la aplicación de mediciones paralelas para corroborar la confiabilidad de los factores.

Finalmente, la evaluación de la dimensionalidad del instrumento mediante la aplicación de modelos de ecuaciones estructurales obtuvo índices de ajuste adecuados para los modelos confirmados, que fueron comparables con un estudio previo donde evaluaron el ajuste de un modelo para explicar las intenciones de comer fruta y su consumo actual.⁴⁷ En el presente estudio los coeficientes de regresión estandarizados obtenidos entre los factores y entre los factores y los reactivos fueron adecuados, de manera que si en futuros estudio

se quiere mejorar el análisis de las cargas factoriales se sugiere la medición de la invarianza para observar si las relaciones entre los constructos son equivalentes a través de los grupos evaluados.

Una de las fortalezas de este estudio fue la aplicación de modelos de ecuaciones estructurales con fines confirmatorios de la estructura interna de las escalas asociadas con el consumo de F y V en una muestra adecuada por conveniencia.³⁹ Sin embargo, una muestra representativa podría contribuir a mejorar la interpretación de los resultados. Así, el tipo muestra utilizada en este estudio representó una limitante, asimismo junto a los resultados de la medición de consistencia interna de los factores que no fue muy alta, afectando el porcentaje de explicación de la varianza total y la varianza explicada por factor, por lo que en futuras investigación es importante el empleo de muestras representativas procedentes de otros contextos regionales mexicanos, donde se estime la confiabilidad test-retest y la validez predictiva de los constructos que permitan encontrar mayores evidencias de distintas fuentes de confiabilidad y validez, todo ello con el fin poder emplear factores psicosociales que influyan en las intervenciones nutricionales dirigidas al colectivo de población, encaminadas a la promoción del consumo de F y V como una medida clave en la prevención de los principales problemas de salud pública en la actualidad.⁵⁶

En conclusión, los resultados aportan evidencias de una validez suficiente de la versión mexicana del cuestionario PCHP para la evaluación global de factores psicosociales asociados con el consumo de fruta y verdura en niños escolares de 10 a 12 años. Finalmente, por razones prácticas para su aplicación, se recomienda la puntuación total de la escala dada la reducida varianza que explican las subescalas, además de someterla a otros estudios para obtener mayores evidencias de validez.

Agradecimientos

Los autores agradecen la colaboración de niños, profesores y personal administrativo de las escuelas que se involucraron activamente en este estudio, así como también a las autoridades de la Secretaría de Educación, Cultura y Deporte del estado de Chihuahua que aprobaron la realización de esta investigación.

Declaración de conflicto de intereses. Los autores declararon no tener conflicto de intereses.

Referencias

- Centers for Disease Control and Prevention Youth Risk Behavior Survey Surveillance – US. *MMWR Morb Mortal Wkly Rep* 2008;57(4):1-131.
- Department of Health and Human Services US. Department of Health and Human Services and US. Department of Agriculture. *Dietary Guidelines for Americans 2010*. 7th Edition Washington, DC: US. Government Printing Office [consultado: 25 de enero de 2011]. Disponible en: <http://www.healthier.us.gov/dietaryguidelines>.
- Domel SB. Are elementary schools teaching children to prefer candy but not vegetables? *J Sch Health* 1998;68:111-113.
- Lien N, Lytle LA, Klepp KI. Stability in consumption of fruit, vegetables, and sugar foods in a cohort from age 14 to 21. *Prev Med* 2001;33:217-226.
- He FJ, Nowson CA, MacGregor GA. Fruit and vegetable consumption and stroke: meta-analysis cohort studies. *Lancet* 2006;367:320-326.
- Steinmetz KA, Potter JD. Vegetables, fruit and cancer prevention: review. *J Am Diet Assoc* 1996;96:1027-1039.
- Brug J, Tak NI, Velde SJ, Bere E, De Bourdeaudhuij I. Taste preferences, liking and other factors related to fruit and vegetable intakes among schoolchildren: results from observational studies. *Br J Nutr* 2008;99:7-14.
- Klepp KI, Pérez-Rodrigo C, De Bourdeaudhuij I, Due PP, Elmadfa I, Haraldsdóttir J et al. Promoting fruit and vegetable consumption among European schoolchildren: rationale, conceptualization and design of the pro children project. *Ann Nutr Metab* 2005;49:212-220.
- Pérez-Rodrigo C, Aranceta J, Brug H, Wind M, Hildonen C, Klepp KI. Estrategias educativas para la promoción del consumo de frutas y verduras en el medio escolar: un proyecto pro children. *Arch Latinoam Nutr* 2004;54:S14-S19.
- Bere E, Klepp KI. Changes in accessibility and preferences predict children's future fruit and vegetable intake. *Int J Behav Nutr Phys Act* 2005;2:15.
- Pérez-Rodrigo C, Wind M, Hildonen C, Bjelland M, Aranceta J, Klepp KI et al. The Pro Children Intervention: Applying the Intervention Mapping Protocol to develop a school-based fruit and vegetable promotion programme. *Ann Nutr Metab* 2005;49:267-277.
- Baranowski T. Understanding the behavioral linkages needed for designing effective intervention to increase fruit and vegetable intake in diverse population. *J Am Diet Assoc* 2011;111(10):1472-1475.
- McClain AD, Chapuis C, Nguyen-Rodríguez ST, Yaroch AL, Spruijt-Metz D. Psychosocial correlates of eating behavior in children and adolescent: a review. *Int J Behav Nutr Phys Act* 2009;6:54.
- Ramussen M, Krølner R, Klepp IK, Lytle L, Brug J, Bere E, et al. Determinants Fruit and Vegetable among Children and Adolescents: review literature. Part I: quantitative studies. *Int J Behav Nutr Phys Act* 2006;3:22-41.
- De Bourdeaudhuij I, te Velde SJ, Brug J, Due P, Wind M, Sandvik C, et al. Personal, social and environmental predictors of daily fruit and vegetable intake in 11-year-old children in nine European countries. *Eur J Clin Nutr* 2007;62:834-841.
- Wind M, Bobelijn KI, De Bourdeaudhuij I, Klepp KI, Brug J. A qualitative exploration of determinants of fruit and vegetable intake among 10- and 11-year-old schoolchildren in the low countries. *Ann Nutr Metab* 2005;49:228-235.
- Yngve A, Wold A, Poortvliet E, Elmadfa I, Brug J, Ehrenblad et al. Fruit and vegetable intake in a sample of 11-year-old children in 9 European countries: The Pro Children Cross-Sectional Survey. *Ann Nutr Metab* 2005;49:236-245.

18. Sandvik C, De Bourdeaudhuij I, Brug J, Due P, Wind M, Sandvik C *et al.* Personal, social and environmental correlates of daily fruit and vegetable intake in 11-year-old children in nine European countries. *Ann Nutr Metab* 2005;49:255-266.
19. Wind M, De Bourdeaudhuij I, te Velde SJ, Sandvik C, Klepp KI, Due P, *et al.* Correlates of fruit and vegetable consumption among 11-year-old Belgian-Flemish and Dutch schoolchildren. *J Nutr Educ Behav* 2006;38:211-221.
20. Bandura A. *Social foundations of Thought and Action: A social Cognitive Theory.* Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall, 1986.
- Bandura A. Social Cognitive Theory: an agentic perspective. *Ann Rev Psychol* 2001;52:1-26.
22. De Vries H, Kijkstra M, Kuhlman P. Self-efficacy: the triad factor resides attitude and subjective norm as a predictor of behavioral intentions. *Health Educ Res* 1988;3:273-282.
23. Ajzen I, Madden TJ. Prediction of goal-directed behavior: Attitudes, intention, and perceived behavioral control. *J Exp Soc Psychol* 1986;22:453-474.
24. Lechner L, Brug J, de Vries H, van Asema P, Mudde A. Stages of change for fruit, vegetable and fat intake: consequences of misconception. *Health Educ Res* 1998;13:1-11.
25. Prochaska J, Velicer W, Rossi J. Stages of change and decisional balance for twelve problem behaviors. *Health Psychol* 1994;13:39-46.
26. Sallis FJ, Owen N. Ecological model of health behavior. In *Health Behavior and Health Education: Theory, Research and Practice*, 3a ed. San Francisco: Jossey-Bass, 2002: 462-484
27. De Bourdeaudhuij I, Klepp KI, Due P, Pérez-Rodrigo CP, de Almeida MDV, Wind M, *et al.* Reliability and validity of a questionnaire to measure personal, social and environmental correlates of fruit and vegetable intake in 10-11-year-old children in five European countries. *Public Health Nutr* 2005;8:189-200.
28. Montero I, León OG. A guide for naming research in Psychology. *Int J Clin Health Psychol* 2007;7:847-862.
29. Carretero-Dios H, Pérez C. Standards for the development and review of instrumental studies: Consideration about test selection in psychology research. *Int J Clin Health Psychol* 2007;7:863-882.
30. Nunnally JC, Bernstein IJ. *Psychometric Theory*, 3a ed. New York: McGraw Hill, 1994.
31. Hayes SN, Richard DC, Kubany ES. Content validity in psychological assessment: a functional approach to concepts and methods. *Psychol Assess* 1995;3:238-247.
32. Cohen J. A coefficient of agreement for nominal scales. *Educ Psychol Meas* 1960;20:37-46.
33. Landis JK, Koch GG. The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics* 1977;33:159-174.
34. Padilla J, García A, Gómez, J. Evaluación de cuestionarios mediante procedimientos cognitivos. *Avances en Medición* 2007;5:115-126.
35. Desimone LM, Le Floch KC. Are we asking the right question? Using cognitive interviews to improve surveys in education. *Educ Eval Policy Anal* 2004;26:1-22.
36. Richard L. *Handling qualitative data. A practical guide.* London: Sage, 2005.
37. Accessibility Institute. TxReadability a multi language readability tool [consultado: 20 de abril de 2011]. Disponible en: <http://webapps.lib.utexas.edu/TxReadability/app>.
38. Carmines EG, McIver JP. Analyzing models with unobserved variables. In: Bohrnstedt GW, Bugatta EF Eds. *Social measurement: Current issues.* Beverly Hills: Sage, 1982.
39. Kline RB. *Principals and practice of structural equation modeling.* 2a ed. New York: The Guildford Press, 2005.
40. Jöreskog K, Sörgeron D. LISREL 8: User's reference guide. 2ª ed. Lincolnwood, IL: Scientific Software International, Inc, 2003.
41. Tanaka JS, Huba GS. A fit index for covariance structure models under arbitrary GLS estimation. *Br J Math Stat Psychol* 1985;38:197-201.
42. Browne MW, Cudec R. Alternative ways of assessing model fit. In: Bollen KA, Long JS [Eds.] *Testing structural equation models.* Newbury Park, CA: Sage, 1993:136-162.
43. Steiger JH, Lind JC. Statistically based test for the Lumber of common factors. Paper presented at the Annual Meeting of the Psychometric Society; 1980 may 30; Iowa City.
44. Floy FJ, Widaman KF. Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instrument. *Psychological Assessment* 1995;7:286-299.
45. Steves JP. *Applied multivariate statistics for the social science.* 2nd ed. New Jersey: Hillsdale, 1992.
46. Baranowski T, Cullen KW, Baranowski J. Psychosocial correlates of dietary intake: Advancing Dietary Intervention. *Annu Rev Nutr* 1999;19:17-40.
47. Sandvik C, Gjestad R, Brug J, Rasmussen M, Wind M, Wolf A, *et al.* The application of a social cognition model in explaining fruit intake in Austrian, Norwegian and Spanish schoolchildren using structural equation modeling. *Int J Behav Nutr Phys Act* 2007;4:57.
48. De Bourdeaudhuij I, Yngve A, te Velde SJ, Klepp KI, Rasmussen M, Thorsdotii I, *et al.* Social and environmental correlates of vegetables intake in normal weight and overweight 9 to 13 – year old boys. *Int J Behav Nutr Phys Act* 2006;3:37.
49. Rietveld T, Van Hout R. *Statistical techniques for study of languages and languages behavior.* Berlin-New York: Mouton de Gruyter, 1993.
50. Habing B. *Exploratory factor analysis.* [consultado el 20 de abril de 2011]. Disponible en: <http://www.stat.sc.edu/%7Ehabing/courses/530EFA.pdf>
51. Catena A, Ramos MM, Trujillo HM. *Análisis multivariado, un manual para investigadores.* Madrid: Biblioteca nueva, 2003.
52. Field A. *Discovering statistics using SPSS for windows.* Sage publications. New Delhi: London – Thousand Oaks, 2000.
53. Kaiser HF. The application of electronics computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement* 1960;20:141-151.
54. Kaiser HF. A second generation Little Jiffy. *Psychometrika* 1970;35:401-417.
55. Guttman L. Some necessary conditions for common factor analysis. *Psychometrika* 1954;19:149-161.
56. Organización Panamericana de la Salud. *Estrategia regional y plan de acción para un enfoque integrado sobre la prevención y el control de las enfermedades crónicas.* Washington, DC: OPS, 2007.