



Original/*Obesidad*

Validez e invarianza factorial de un modelo socioecológico para explicar el consumo de fruta en niños escolares mexicanos

Gerardo Ochoa-Meza¹, Juan Carlos Sierra², Carmen Pérez-Rodrigo³, Javier Aranceta Bartrina⁴ y Óscar A. Esparza-Del Villar¹

¹Departamento de Ciencias Sociales, Universidad Autónoma de Ciudad Juárez, México. ²Departamento de Personalidad, Evaluación y Tratamiento Psicológico, Universidad de Granada, España. ³Unidad de Nutrición Comunitaria, Bilbao. ⁴Departamento de Ciencias de la Alimentación, Fisiología y Toxicología, Universidad de Navarra, España.

Resumen

Objetivo: Estimar la bondad de ajuste del modelo Motivación-Habilidad-Oportunidad (MHO), a fin de evaluar la varianza observada en las preferencias para comer fruta y el consumo actual de fruta en niños escolares mexicanos; así como la invarianza factorial a través del género y tipo de población (urbana y semi-urbana) en la que residen los niños.

Métodos: Se diseñó un modelo con siete constructos de un cuestionario validado que mide preferencias, habilidades cognitivas, actitudes, modelamiento, percepción de barreras, accesibilidad en la casa, accesibilidad en la escuela y la frecuencia de consumo de fruta. El cuestionario se aplicó en una muestra representativa de 1434 niños escolares de 10 a 12 años, de quinto y sexto grado de educación primaria, en un estudio transversal y *ex post facto* realizado en 2013 en seis ciudades del Estado de Chihuahua, México.

Resultados: El modelo MHO mostró índices de ajuste adecuados y explicó el 39% de la varianza en las preferencias para comer fruta. La estructura del modelo muestra muy buena estabilidad en la estructura factorial y las dimensiones de la escala fueron equivalentes en las muestras analizadas.

Conclusión: La modelización mediante ecuaciones estructurales muestra un modelo parsimonioso que puede ser utilizado para explicar las variaciones en el consumo de fruta en niños escolares mexicanos de 10 a 12 años. La estructura del modelo fue estrictamente invariante y muestra evidencias de validación cruzada. Finalmente, se discuten las modificaciones requeridas para obtener

VALIDITY AND FACTORIAL INVARIANCE OF THE SOCIAL ECOLOGICAL MODEL IN EXPLAINING FRUIT INTAKE IN MEXICAN SCHOOLCHILDREN

Abstract

Objective: To test the goodness of fit of a Motivation-Ability-Opportunity model (MAO-model) to evaluate the observed variance in Mexican schoolchildren's preferences to eat fruit and daily fruit intake; also to evaluate the factorial invariance across the gender and type of population (urban and semi-urban) in which children reside.

Method: A model with seven constructs was designed from a validated questionnaire to assess preferences, cognitive abilities, attitude, modelling, perceived barriers, accessibility at school, accessibility at home, and fruit intake frequency. The instrument was administered in a representative sample of 1434 schoolchildren of 5th and 6th grade of primary school in a cross-sectional and *ex post fact* study conducted in 2013 in six cities of the State of Chihuahua, Mexico.

Results: The goodness of fit indexes was adequate for the MAO-model and explained 39% of the variance in preference to eat fruit. The structure of the model showed very good factor structure stability and the dimensions of the scale were equivalent in the different samples analyzed.

Conclusions: The model analyzed with structural equation modeling showed a parsimonious model that can be used to explain the variation in fruit intake of 10

Correspondencia: Gerardo Ochoa Meza
Institución: Universidad Autónoma de Ciudad Juárez
Dirección: Av. Universidad y Heroico Colegio Militar
(Zona Chamizal) s/n
C.P. 32310 Ciudad Juárez, Chihuahua, México
Tel. y Fax: +52 656 6883859
Correo electrónico: gochoaster@gmail.com; gochoa@uacj.mx

Recibido: 2-XI-2014.
1.ª Revisión: 22-XI-2014.
Aceptado: 24-XI-2014.

un mejor ajuste de los datos en contextos escolares y las directrices a seguir en futuras investigaciones.

(*Nutr Hosp.* 2015;31:649-657)

DOI:10.3305/nh.2015.31.2.8317

Palabras clave: *Reproducibilidad de resultados. Cuestionario. Hábitos alimentarios. Niños. México.*

to 12 year old Mexican schoolchildren. The structure of the model was strictly invariant in the different samples analyzed and showed evidence of cross validation. Finally, implications about the modification model to fit data from scholar settings and guidelines for future research are discussed.

(*Nutr Hosp.* 2015;31:649-657)

DOI:10.3305/nh.2015.31.2.8317

Key words: *Reproducibility of results. Questionnaire. Foods habits. Child. Mexico*

Abreviaturas

CF y V: Consumo de Fruta y Verdura
MVMM: Modelo de variables mediadoras/moderadoras
MHO: Motivación - Habilidad - Oportunidad
SEM: Modelización de ecuaciones estructurales
 χ^2 : Chi-cuadrado
DF: Grados de libertad
P: Nivel de probabilidad
 χ^2/DF : La razón de Chi-cuadrado sobre los grados de libertad
 $\Delta\chi^2/DF$: La diferencia en χ^2/DF entre la línea base y los modelos anidados
CFI: Índice de bondad de ajuste comparativo
 ΔCFI : La diferencia en CFI entre la línea base y los modelos anidados
RMSEA: Error cuadrático medio de aproximación
AGFI: Índice de bondad ajustado
AIC: Criterio de información de Akaike

Introducción

Algunas teorías y modelos causales se han empleado para explicar, predecir y modificar la conducta dietética mediante la influencia de factores psicosociales y socioecológicos, asociados al consumo de fruta y verdura (CF y V) en programas de prevención de la obesidad en niños y adolescentes^{1,2,3}. Sin embargo, el estudio del interjuego de las variables mediadoras (preferencias, actitudes) y moderadoras (sexo, nivel socioeconómico) relacionadas al incremento del CF y V, requiere de la validación de modelos para desarrollar y evaluar programas efectivos en las diversas poblaciones^{3,4,5}. Así, la adquisición de hábitos, preferencias y la selección de alimentos saludables durante la niñez y la adolescencia son cruciales para el estudio de la modificación de la conducta alimentaria, a fin de que permanezcan a lo largo de la vida adulta⁶. Por ello, el presente estudio evalúa la aplicación de un modelo socioecológico de conducta saludable para predecir y explicar las variaciones en las preferencias para comer fruta en niños escolares, utilizando factores de motivación, habilidad y oportunidad propuestos por Rothschild^{7,8}.

La viabilidad del diseño de intervenciones efectivas para incrementar el CF y V puede sustentarse en el modelo de variables mediadoras/moderadoras (MVMM), cuyo marco conceptual identifica constructos potentes en la modificación de la conducta alimentaria⁹. Así mediante el MVMM es posible estimar la influencia de los enlaces entre las variables mediadoras de motivación (actitudes, preferencias), habilidad (habilidades cognitivas, percepción de barreras) y oportunidad (modelamiento, accesibilidad en la casa y accesibilidad en la escuela) y su efecto hacia la conducta de CF y V⁸. En conjunción con algunas las variables moderadoras como el sexo o el nivel socioeconómico que, pueden influir en la variación de los resultados de la estrategia de intervención y sobre las variables mediadoras, facilitando el diseño de intervenciones efectivas en las diversas poblaciones de interés como los niños escolares^{2,5}.

Algunos estudios han estimado la bondad de ajuste de modelos socio-cognitivos, como el estudio informado por Sandvik y colegas acerca del modelo Actitudes-Influencia social-Autoeficacia, para explicar las intenciones de comer fruta y el nivel de consumo actual en niños escolares de tres países europeos¹⁰. El sustento teórico de este estudio, se apoyó en un marco teórico integrado por teorías y modelos conductuales que, el consorcio Pro Children Project utiliza para el diseño de programas de intervención nutricional en el medio escolar¹¹. Pero, pocos estudios se han dirigido a la predicción y explicación del consumo de fruta mediante modelos socioecológicos. De allí, el interés del presente estudio en validar el modelo Motivación-Habilidad-Oportunidad (modelo-MHO), estructurado con constructos clasificados en tres categorías: motivación (preferencias, actitudes), habilidad (habilidades cognitivas, percepción de barreras) y oportunidad (modelamiento, accesibilidad en la casa y accesibilidad en la escuela)^{3,8}.

Los modelos socioecológicos se enfocan en una conducta específica (el consumo de fruta), explicada desde diferentes niveles de influencia (motivación, habilidad y oportunidad), propuestos por Rothschild y que Brug et al., emplearon para explorar la importancia de las preferencias, el gusto y otros factores en el CF y V en niños escolares^{6,8}. Así, las preferencias constituyen una parte importante de la motivación para el consumo de fruta y para el desarrollo de habilidades cognitivas en la toma de decisiones al optar por preferencias de

consumo saludable. Además, de la oportunidad ambiental física de disponer de alimentos saludables para propiciar su elección y consumo³. El presente estudio explora la interacción de constructos para explicar las preferencias al comer fruta y el consumo actual de fruta, con énfasis en las influencias ambientales y en las preferencias alimentarias, estructuradas en el modelo socioecológico o modelo-MHO^{3,6,8}.

Se puede señalar que en México, los problemas de obesidad y sobrepeso se han agravado durante las últimas tres décadas y que en el 2012 los niños en edad escolar presentaron una alta prevalencia combinada de sobrepeso y obesidad del 34.4%, aumentando el interés por los beneficios preventivos de un alto CF y V a través del diseño de modelos y estrategias efectivas para la prevención y tratamiento de la obesidad en poblaciones escolares^{11,12,13}. Por lo tanto, el objetivo del presente estudio es estimar la bondad de ajuste del modelo Motivación-Habilidad-Oportunidad (MHO), a fin de evaluar la varianza observada en las preferencias para comer fruta y el consumo actual de fruta en niños escolares mexicanos; así como la invarianza factorial a través del género y tipo de población (urbana y semi-urbana) en la que residen los niños.

Material y Métodos

Participantes

Se eligió una muestra representativa, integrada por 1434 niños de 41 grupos escolares, de 16 escuelas primarias de educación pública (5° y 6° grado) de nivel socioeconómico bajo y medio determinado por el contexto geográfico y socioeconómico de la ubicación de las escuelas, seleccionadas aleatoriamente en cada una de las seis ciudades o municipios (Juárez, Chihuahua, Hidalgo del Parral, Delicias, Cuauhtémoc y Nuevo Casas Grandes) del Estado de Chihuahua, México. Los datos fueron obtenidos durante los meses de enero a marzo en 2013.

Diseño

El estudio fue transversal y ex-post-facto, con muestras representativas de alumnos de educación primaria. El procedimiento de muestreo se realizó tratando de obtener un porcentaje equivalente de niños y niñas de poblaciones urbanas y semi-urbanas. Se utilizó un muestreo estratificado con una selección de conglomerados en tres fases. En la primera, las unidades de muestreo fueron las seis ciudades, clasificadas por el número de habitantes de las poblaciones urbanas (de 800,000 a 1,500,000 habitantes) y semi-urbanas (entre 59,000 y 155,000 habitantes) cotejadas con datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía¹⁴. Las unidades de la muestra en la segunda fase fueron las escuelas seleccionadas por tipo de población (urbana

y semi-urbana). Las unidades muestrales de la tercera fase fueron los alumnos de los grupos escolares de 5° y 6° grado de cada escuela, de acuerdo a datos disponibles en Servicios Educativos de la Dirección de Planeación Educativa del Departamento de Estadística de la Secretaría de Educación, Cultura y Deporte del Estado de Chihuahua¹⁵. Las escuelas incluidas fueron clasificadas en niveles socioeconómicos (NSE), determinados por el contexto geográfico y socioeconómico de la ubicación de éstas en las ciudades. Se seleccionaron 16 escuelas, en las que se identificaron y seleccionaron con igualdad de probabilidad a los alumnos de quinto y sexto grado, de acuerdo a criterios de pertenencia a la población urbana y semi-urbana en la que residen, al género y al NSE. La conformación de la muestra total fue al 5% del margen de error y su distribución fue la siguiente: dos poblaciones urbanas (Juárez y Chihuahua) y cuatro semi-urbanas (Hidalgo del Parral, Delicias, Cuauhtémoc y Nuevo Casas Grandes); ocho escuelas de NSE bajo y ocho con NSE medio, el tamaño de la muestra por ciudad fue: Juárez (n = 500), Chihuahua (n = 300), Hidalgo del Parral (n = 187), Cuauhtémoc (n = 173), Delicias (n = 140) y Nuevo Casas Grandes (n = 134). Por género fueron 710 niñas y 724 niños; por grado escolar fueron 775 niños de quinto grado y 659 de sexto grado de un total de 41 grupos escolares de 16 escuelas. Se obtuvieron los datos por medio de un cuestionario autoadministrado durante las horas de clase y se informó a los participantes que sus respuestas serían totalmente anónimas y confidenciales. Se utilizó el consentimiento tácito de los padres respecto a la participación de sus hijos, el consentimiento de los niños al iniciar la aplicación del instrumento, además de la aprobación de las autoridades escolares.

Instrumento

Se utilizó la versión mexicana validada del cuestionario Pro Children Project^{16,17} que mide siete constructos psicosociales (preferencias, habilidades cognitivas, actitudes, percepción de barreras, modelación, accesibilidad en la casa y accesibilidad en la escuela), con 42 ítems asociados al consumo de fruta, mas un ítem que mide la frecuencia del consumo de fruta. Los constructos fueron clasificados de acuerdo a lo propuesto por Rothschild y Brug et al. en un modelo socioecológico, utilizando las categorías siguientes: motivación (actitudes y preferencias), habilidad (habilidades cognitivas y percepción de barreras) y oportunidad (modelación, accesibilidad en la casa y accesibilidad en la escuela)^{6,7,8}. Así por ejemplo, las preferencias y las actitudes fueron consideradas como parte de la dimensión de la motivación o subconstructos de la misma. Las preferencias fueron medidas con una lista de 11 frutas en una escala de Likert de cinco opciones de respuesta que, oscilaron desde “me gusta mucho” hasta “no la he probado”. Las actitudes fueron medidas con cuatro ítems y cinco categorías de respuesta desde “No estoy totalmente de

acuerdo” a “Estoy totalmente de acuerdo”. Las habilidades cognitivas fueron medidas por siete ítems y la percepción de barreras por cuatro ítems con la misma escala de Likert utilizada en actitudes. En la modelación, la accesibilidad en la casa y accesibilidad en la escuela se aplicó una escala Likert que varió de “Nunca” a “Sí, siempre”. La medición de la frecuencia de consumo se realizó con un ítem de ocho categorías de respuesta en un rango de “Nunca” a “Todos los días, más de dos veces al día” validado dentro de la versión mexicana del cuestionario Pro Children Project^{16,17}.

Análisis estadísticos

Se obtuvo la distribución del consumo de fruta en el total de la muestra y por grupos. Se estimó la multicolinealidad entre las variables por medio de una correlación de Pearson. Las variables latentes fueron incluidas en el modelo propuesto después de su análisis factorial confirmatorio¹⁶. Además se analizó la estructura causal del modelo, mediante procedimientos de modelado de ecuaciones estructurales (SEM) y de multi-grupo de SEM, evaluando comparativamente la estructura de las covarianzas por grupos. Todo ello, para identificar las interacciones teóricamente importantes y estimar la estructura causal de las variables. La equivalencia se evaluó progresivamente siguiendo el método propuesto por Byrne, validando el modelo en las muestras seleccionadas. La invarianza se estimó progresivamente en cuatro fases. En la primera, se estimó la invarianza factorial sin restricciones en el modelo, así como el ajuste del modelo para cada una de las muestras, a fin de establecer el modelo de línea base¹⁸, el cual incluyó ambas muestras cuando se dividió por (niños y niñas) y por tipo de población (urbana y semi-urbana), asumiendo que son equivalentes en sus relaciones estructurales. Por lo que, el modelo resultante se constituyó en un modelo de línea base que, se comparó con el resto de los modelos anidados y restringidos, permitiendo la evaluación de

la invarianza métrica y estructural. En la segunda fase, se restringieron los pesos de cada ítem por factor para que fueran equivalentes al evaluar la invarianza métrica. Posteriormente, en la tercera fase, al restringir la covarianza estructural se estimó la invarianza estructural de los factores mediante la equivalencia de las covarianzas. Finalmente, se evaluó la invarianza factorial, para determinar la equivalencia de los errores¹⁹. El método de estimación utilizado fue el de máxima verosimilitud²⁰.

La bondad del ajuste global del modelo se estimó con los siguientes índices: la razón de Chi-cuadrado sobre los grados de libertad (χ^2/DF), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), el índice de bondad de ajuste (GFI), el índice de bondad ajustado (AGFI), el índice de bondad de ajuste comparativo (CFI) y el criterio de información de Akaike (AIC). Los valores convencionales recomendados para los indicadores de un buen ajuste fueron: en un rango de 2 a 1 y de 3 a 1 en la razón de χ^2/DF ; mayores a 0,90 en GFI y mayores a 0,85 para el AGFI e inferiores a 0,05 en RMSEA^{21,22,23}. La invarianza fue evaluada utilizando los siguientes índices: la diferencia entre el χ^2/DF , el modelo de línea base (invarianza configural) y los modelos anidados ($\Delta\chi^2/DF$); el CFI; AIC^{24,25}. Finalmente, se estimó la invarianza considerando que el AIC y el $\Delta\chi^2/DF$ no incrementaran su valor respecto al modelo menos restrictivo y cuando el CFI no se incrementa en más de 0,01 en función del modelo anterior²⁶. Los datos fueron analizados con el programa estadístico para las ciencias sociales (SPSS, versión 20) y el programa Amos (versión 20)^{27,28}.

Resultados

Distribución de la frecuencia de consumo y correlaciones

La tabla I muestra la distribución del consumo de fruta en las distintas muestras. La tabla II presenta las

Tabla I
Distribución del consumo de fruta en porcentajes válidos para la muestra total y por grupos

Frecuencias	Muestra total (n = 1434)	Niñas (n=710)	Niños (n = 724)	Niños escolares Urbanos (n = 800)	Niños escolares Semi-urbanos (n = 634)
Nunca	2,0	1,8	2,2	2,9	0,9
Menos de 1 día a la semana	3,8	2,8	4,8	3,4	4,4
Un día a la semana	8,9	9,2	8,7	9,3	8,5
2 - 4 días a la semana	30,3	29,7	30,9	30,3	30,4
5 - 6 días a la semana	17,6	17,0	18,1	17,5	17,0
Todos los días, una vez al día	16,9	18,2	15,6	17,7	18,2
Todos los días, dos veces al día	9,5	9,9	9,1	9,5	9,5
Todos los días, mas de dos veces al día	10,9	11,4	10,5	11,0	11,4

Tabla II
Correlaciones de Pearson entre todas las escalas en la muestra total

Constructos/ escalas	Habilidades cognitivas	Preferencias	Actitudes	Percepción de barreras	Modelamiento	Accesibilidad en la casa	Accesibilidad en la escuela	Consumo de fruta
Habilidades cognitivas	1							
Preferencias	0,46**	1						
Actitudes	0,41**	0,23**	1					
Percepción de barreras	-0,34**	-0,26**	-0,20**	1				
Modelamiento	0,43**	0,24**	0,53**	-0,14**	1			
Accesibilidad en la casa	0,35**	0,19**	0,33**	-0,16**	0,36**	1		
Accesibilidad en la escuela	0,27**	0,17**	0,23**	-0,08**	0,31**	0,40**	1	
Consumo de fruta	0,45**	0,29**	0,22**	-0,24**	0,20**	0,24**	0,11**	1

** Correlación significativa al $p > 0,01$

correlaciones bivariadas entre los constructos para el total de la muestra. Los valores de las correlaciones encontradas entre las variables no fueron superiores a 0,60 (entre -0,08 y 0,53). Todas las variables correlacionaron positiva y significativamente con el consumo de fruta, excepto la percepción de barreras para el consumo de fruta.

Modelización de ecuaciones estructurales

El resultado de la aplicación del modelo socioecológico en la muestra total produjo adecuados índices

de bondad de ajuste. La estimación del modelo con 43 ítems mediante el método de máxima verosimilitud, mostró los siguientes índices estadísticos de bondad de ajuste: $\chi^2 = 4\ 915,92$; $DF = 844$; $p < 0,001$; $\chi^2/DF = 5,82$; $GFI = 0,85$; $AGFI = 0,83$ y $RMSA = 0,05$. Pero al reestimar el modelo los índices estadísticos resultantes de bondad de ajuste fueron: $\chi^2 = 3595,09$; $DF = 843$; $p < 0,001$; ratio $\chi^2/DF = 4,26$; $GFI = 0,89$; $AGFI = 0,88$ y $RMSA = 0,04$. En la figura 1 se presentan las estimaciones de cada una de las trayectorias causales representadas en coeficientes estandarizados de regresión y covarianzas. El modelo explica el 39% de la varianza en las preferencias para comer fruta.

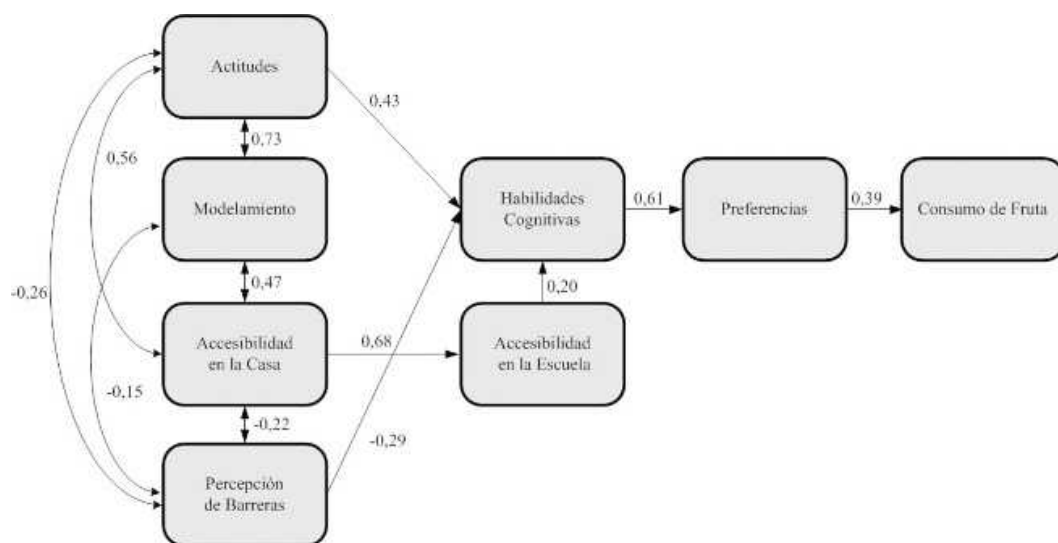


Fig. 1.—Presentación simplificada de los índices de ajuste del modelo. Se omitieron los valores de las cargas factoriales y residuales.

Medición de la invarianza a través de las muestras

La invarianza se estimó en las muestras seleccionadas según el género: niños ($n = 724$) y niñas ($n = 710$), primeramente se obtuvo un modelo con índices adecuados de ajuste y se procedió al análisis de la invarianza configural. En esta evaluación se incluyó un modelo de línea base que fue contrastado con el resto de modelos anidados mediante índices estadísticos comparativos: ΔCFI , $\Delta\chi^2/DF$ y AIC. La tabla III muestra el resultado de estos índices. Luego se procedió a la restricción de la saturación de los factores mediante la equivalencia de las relaciones estructurales en las muestras (invarianza métrica). Se construyó la invarianza métrica para evaluar la equivalencia del peso de cada ítem por factor (invarianza escalar). El modelo mostró un ajuste adecuado y el valor de ΔCFI fue menor que 0,01 (ver Tabla III). Al proseguir a la siguiente fase, primeramente se restringió la invarianza métrica y posteriormente se realizó la restricción de la covarianza estructural, se evaluó la invarianza estructural de los factores mediante la equivalencia de las covarianzas a través del género, resultando con adecuados índices de ajuste y el valor de ΔCFI fue menor a 0,01 (ver Tabla III). Al limitar las equivalencias de los errores a igualdad, para evaluar la invarianza estrictamente factorial, el valor de ΔCFI fue menor a 0,01, asimismo el AIC y el $\Delta\chi^2/DF$ que no incrementaron su valor con respecto al modelo anterior y todos los índices de ajuste fueron adecuados de acuerdo a lo informado por Hu y Bentler²⁹. El modelo final fue estrictamente invariante según Dimitrov²⁶ a través del género. Es decir,

la dimensionalidad de la escala fue equivalente en las muestras analizadas.

En la tabla IV se muestran los modelos de evaluación de la invarianza entre grupos de niños que residían en poblaciones urbanas ($n = 800$) y semiurbanas ($n = 634$). El siguiente paso fue la aplicación del modelo en cada una de las muestras, los modelos resultantes mostraron índices adecuados de ajuste y se procedió a estimar la invarianza configural. El modelo de línea base obtenido en la evaluación de la invarianza configural resultó con adecuados índices de ajuste. Por lo que, consecutivamente se construyó la invarianza métrica para evaluar la invarianza escalar. Los parámetros de ajuste del modelo fueron adecuados y el valor de ΔCFI fue menor que 0,01 (ver Tabla IV). Al limitar la equivalencias de los errores para evaluar la invarianza estrictamente factorial, el valor de ΔCFI fue menor a 0,01, el AIC y el $\Delta\chi^2/DF$ no incrementaron su valor con respecto al modelo anterior y todos los índices de bondad del ajuste resultaron adecuados²⁹. El modelo final resultó estrictamente invariante según el tipo de población (niños escolares urbanos y semiurbanos)²⁶.

Discusión

La aplicación del modelo-MHO mostró índices estadísticos de ajuste adecuados en la muestra total analizada, el modelo estudiado explicó el 39% de la varianza observada en las preferencias para comer fruta. La estructura modelada fue estrictamente invariante a través de los grupos analizados y sustentada en evi-

Tabla III
Índices de ajuste para los modelos anidados a través del género de los niños escolares

Modelo	χ^2	DF	P	χ^2/DF	$\Delta\chi^2/DF$	RMSEA	GFI	AGFI	CFI	ΔCFI	AIC
Modelo sin restricciones	4656,74	1686	0,000	2,762		0,035	0,868	0,852	0,800		5068,74
Invarianza métrica	4703,66	1722	0,000	2,732	0,030	0,035	0,867	0,854	0,799	0,001	5043,66
Invarianza factorial	4715,32	1727	0,000	2,730	0,002	0,035	0,867	0,854	0,799	0,000	5045,32
Covarianza estructural	4731,67	1737	0,000	2,721	0,009	0,035	0,866	0,854	0,798	0,001	5041,67
Valores residuales	4745,31	1740	0,000	2,727	-0,006	0,035	0,866	0,854	0,798	0,000	5049,31

Tabla IV
Índices de ajuste para los modelos anidados a través del tipo de población (urbana y semi-urbana) en la que residen los niños escolares

Model	χ^2	DF	P	χ^2/DF	$\Delta\chi^2/DF$	RMSEA	GFI	AGFI	CFI	ΔCFI	AIC
Modelo sin restricciones	4625,95	1686	0,000	2,744		0,035	0,867	0,851	0,802		5037,95
Invarianza métrica	4697,47	1722	0,000	2,728	0,016	0,035	0,866	0,852	0,799	0,003	5037,47
Invarianza factorial	4707,15	1727	0,000	2,726	0,002	0,035	0,865	0,852	0,799	0,000	5037,15
Covarianza estructural	4725,73	1737	0,000	2,721	0,005	0,035	0,865	0,852	0,798	0,001	5035,73
Valores residuales	4740,92	1740	0,000	2,725	-0,004	0,035	0,861	0,852	0,798	0,000	5044,92

dencias suficientes de validación cruzada. Por ello, es un modelo parsimonioso que, puede ser utilizado para explicar las variaciones en las preferencias para comer de fruta y las variaciones en el consumo de fruta en niños escolares mexicanos de 10 a 12 años.

Al comparar los resultados del presente estudio con otros que también aplicaron la metodología SEM, se encontró que Neumark-Sztainer y colegas, reportaron una reducción importante del poder predictivo de las variables estimadas en su modelo que, explicó 13% de la varianza en las preferencias para el CF y V y el 29% de la varianza en la accesibilidad en la casa para el CF y V³¹. Sin embargo, Sandvik et al., hallaron entre el 51% y el 62% de la varianza en la intención de comer fruta y del 27% al 38% de la varianza en el reporte de consumo actual de fruta, además de una adecuada bondad de ajuste de los modelos estudiados¹¹. Pero, en estudios con métodos de análisis diferentes a SEM, Baranowski et al., reportaron que los modelos psicosociales generalmente predicen un 30% de la varianza en el CF y V³². Asimismo, Wind et al., reportaron una varianza total explicada de 33,7% en factores psicosociales asociados al consumo de fruta y de 28,4% a verdura en niños de 11 años de edad³³. De la misma manera, De Bourdeaudhuij y colegas señalaron una varianza entre el 23% y el 28% en factores psicosociales (personales y ambientales) del consumo de verdura³⁴. Bere y Klepp, informaron una varianza total del 43% en el seguimiento del CF y V³⁵. Sin embargo, pese a que Sandvik et al., reportan la varianza observada en un porcentaje mayor a los estudios reportados anteriormente, la tendencia de explicación de la varianza en el CF y V generalmente ha sido entre el 13% y el 62%^{11,31}.

Por otra parte, Brug y colegas, señalaron que entre los factores motivacionales las preferencias son uno de los factores determinantes más importantes del CF y V, asimismo éstas pueden explicar las diferencias de género en el consumo. Pero los factores de oportunidades como la accesibilidad requieren de mayor estudio para evaluar el papel que juega como mediador y su influencia hacia los factores motivacionales⁶. Así en el análisis de las trayectorias de la estructura del modelo, nos permitió identificar las características de las relaciones entre los constructos y la bondad de su ajuste. El constructo habilidades cognitivas fue un factor potente en las preferencias para comer fruta, su coeficiente de regresión resultante fue el mayor en la relación entre habilidades cognitivas y las preferencias que entre preferencias y el consumo de fruta. Asimismo, las correlaciones entre las habilidades cognitivas y los demás constructos fueron aceptables.

La accesibilidad en casa fue el correlato de mayor fuerza en su trayectoria directa a la accesibilidad en la escuela, pero también las correlaciones entre accesibilidad en la casa y los demás constructos fueron buenas. Las actitudes se constituyeron en un determinante potente para las habilidades cognitivas, mostrando correlaciones buenas hacia los demás constructos y el con-

sumo de fruta. Por otra parte, encontramos en primer lugar, que la covarianza de mayor fuerza, se obtuvo entre actitudes y modelación; seguida de la covarianza entre actitudes y accesibilidad en casa; y en tercero, la covarianza entre modelación y accesibilidad en la casa. La percepción de barreras para el consumo de fruta fue el correlato más pobre en la estructura total del modelo evaluado, en términos de relaciones de efecto indirecto con algunos constructos del modelo, mostrando covarianzas negativas con accesibilidad en casa, actitudes y modelación. Además, presentó un coeficiente de regresión negativo hacia las habilidades, lo cual expresa que, a mayor percepción de barreras para comer fruta menores habilidades para su consumo o bien a mayor percepción de barreras menor acceso a la fruta en casa, como una presencia de actitudes negativas y una pobre modelación de conductas de consumo de fruta.

La estimación de las preferencias en este estudio mostró una buena correlación con los factores del modelo y con la frecuencia de consumo de fruta. El poder predictivo y explicativo de las preferencias fue adecuado en comparación a las tendencias y estándares informados en estudios anteriores^{6,11,31,35}.

Los análisis realizados de multi-grupo SEM, con propósitos comparativos permitió observar, si las relaciones entre los constructos eran equivalentes en los grupos evaluados. Los hallazgos del análisis de la invarianza parecen confirmar la equivalencia de la estructura del modelo en niños y niñas, así como en niños escolares de poblaciones urbanas y semiurbanas. Las relaciones entre los constructos fueron significativas y con valores de moderados a buenos, el modelo fue estrictamente invariante, de manera que los constructos o escalas actúan de manera independiente, fortaleciendo la estructura dimensional del instrumento para medir factores psicosociales y su influencia en el consumo de fruta en niños escolares de 10 a 12 años del Estado de Chihuahua, México. Los siete constructos fueron equivalentes y proveen evidencias de la estructura causal de un modelo teórico de los determinantes del consumo de fruta. Se encontró invarianza factorial, métrica, estructural y escalar suficiente para interpretar la equivalencia del modelo. Así, la dimensionalidad de la escala fue prácticamente equivalente en las muestras de niños y niñas, como en niños de poblaciones urbanas y semi-urbanas.

El estudio presenta una limitación en la generalización de los resultados más allá de la muestra utilizada. El muestreo de los niños escolares se realizó en una sola región y no en las diferentes regiones que conforman el país. Además, no fueron consideradas todas las diferencias socioeconómicas y socioculturales en el total de la muestra y en las submuestras. Por ello, se sugiere la inclusión de una muestra representativa nacional, en la que el NSE y algunas características socioculturales sean incluidos en futuros estudios de la estructura causal del modelo analizado.

Una de las ventajas del presente estudio fue la inclusión de los análisis multi-grupo SEM, para estimar si

el interrelación entre los diferentes constructos utilizados que fueron equivalentes, a través del género y las áreas urbanas y semi-urbanas que habitan los niños escolares. Los hallazgos de este estudio pueden aportar evidencias de la validación cruzada de la medida y la estabilidad de la estructura causal del modelo teórico. Los resultados encontrados pueden ser válidos para el grupo de edad en la región estudiada. El modelo resultante corrobora la adecuación del estudio de las preferencias y otros factores del consumo de fruta en niños escolares, con el fin de predecir y explicar su consumo. Además el modelo podría representar una área de oportunidad para continuar el estudio y la promoción del incremento del consumo de fruta con fines preventivos de la obesidad en niños escolares mexicanos del Estado de Chihuahua.

Conclusión

La modelización de ecuaciones estructurales muestra un modelo causal parsimonioso que puede ser utilizado para explicar las variaciones en el consumo de fruta en niños escolares mexicanos de 10 a 12 años. La estructura del modelo fue estrictamente invariante y muestra evidencias de validación cruzada. Acorde a los resultados de nuestro estudio, el modelo puede ser una herramienta útil dirigida a incrementar la conducta de consumo de fruta en el trabajo preventivo de algunos problemas de salud.

Agradecimientos

Los autores declaran no tener conflicto de interés con la redacción de este artículo y agradecen la colaboración de los niños, personal docente y administrativo de las escuelas que participaron activamente en este estudio. La presente investigación se realizó sin recibir financiamiento alguno de agencias públicas o privadas, nacionales o internacionales.

Referencias

1. Mclain AD, Chapuis C, Nguyen-Rodríguez ST, Yaroch A, Spruij-Metz D. Psychosocial correlates of eating behavior in children and adolescent: a review. *Int J Behav Nutr Phys Act* 2009;6:54.
2. Baranowski T. Understanding the behavioral linkages needed for designing effective intervention to increase fruit and vegetables intake diverse population. *J Am Diet Assoc* 2011;111:1472-5.
3. Brug J, Kremers SP, van Lenthe F, Ball K, Crawford D. Environmental determinants of healthy eating: in need of theory and evidence. *Proceedings of the Nutrition Society* 2008;67:307-16.
4. Baranowski T, Cerin E, Baranowski J. Steps in the design, development and formative evaluation of obesity prevention-related behavior change trials. *Int J Behav Nutr Phys Act* 2009;6:6.
5. Baranowski T, Diep C, Baranowski J. Influence on children dietary behavior, and innovative attempts to change it. *Ann Nutr Metab* 2013;62 (suppl 3):38-46.

6. 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.
7. Sallis JF, Owen N, Fisher EB. Ecological models of health behavior. In *Health behavior and health education: theory, research and practice*, 4th ed., 465-494 [K Glanz, BK Rimer, K Viswanath & Orleans CT, editors]. San Francisco: Jossey-Bass. 2008.
8. Rothschild ML. Carrots, sticks, and promises: a conceptual framework for the management of public health and the social issue behaviors. *J Mark* 1999;63:24-37.
9. Cerin E, Barnett A, Baranowski T. Testing theories of dietary behavior change in young using the mediating variable model with intervention programs. *J Nurt Educ Behav* 2009;41:309-18.
10. 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.
11. 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;49:212-20.
12. Denis LM. "Mexico: A new heavy weight in a global world". *Texas Medical Center Dissertations*. Paper AAI1497716. 2011. [on line]. Available from: <http://digitalcommons.library.tmc.edu/dissertations/AAI1497716>
13. ENSANUT (Encuesta nacional de salud y nutrición). Resultados nacionales 2012, México. Síntesis ejecutiva. [acceso en 10 nov 2012]. Disponible en: http://ensanut.insp.mx/resultados_principales.php#_VEIFBxznsSg
14. INEGI (Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática). Censo de Población y Vivienda, 2010. Resultados Definitivos, Tabulados Básicos, México. [acceso en 15 ago 2012]. Disponible en: www.inegi.org.mx
15. Servicios Educativos del Estado de Chihuahua. Departamento de Estadística. 2012. [acceso en 1 ago 2012]. Disponible en: http://seech.gob.mx/estadistica/paginas_asp/inicio2009.asp
16. 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 Pública Mex* 2014;56:65-179.
17. Ochoa-Meza G, Sierra JC, Pérez-Rodrigo C, Aranceta Bartrina J y Esparza-Del Villar OA. Fiabilidad y Validez de la versión Mexicana del cuestionario Pro Children Project. *Nutr Hosp* 2014;30(2):293-00.
18. Byrne BM, Shavelson RJ, Muthen B. Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin* 1989;105:456-66.
19. Byrne, BM. Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema* 2008;20:872-82.
20. Byrne, BM. *Structural equation modeling with AMOS: basic concepts, application, and programming*. 2nd ed., NY: Taylor and Francis Group ILL, 173-271. 2010.
21. Kline RB. *Principals and practice of structural equation modeling* (2nd ed.). New York: The Guildford Press. 2005.
22. Jöreskog K & Sörgron D. LISREL 8: User's reference guide (2nd ed.). Lincoldwood, IL: Scientific Software International, Inc. 2003.
23. Steiger JH, Lind JC. *Statistically based test for the Lumber of common factors*. Paper presented at the Annual Meeting of Psychometrics Society; 1980 may 30; Iowa City.
24. Bentler, PM. Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin* 1990;107:238-46.
25. Akaike H. Factor analysis and AIC. *Psychometrika* 1987;52:17-32.
26. Dimitrov DM. Testing for the factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development* 2010;43:121-49.

27. SPSS Inc. Paquete Estadístico para las Ciencias Sociales (SPSS) para Windows versión 20.0. en español (Software de computadora) Chicago Ill: SPSS Inc. 2011.
28. Arbuckle, J. AMOS users guide version 19.0. 2010.
29. Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling* 1999;6:1-55.
30. Cheung GW, Rensvold RB. Evaluating goodness of fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling* 2001;9:233-55.
31. Neumark-Sztainer D, Wall M, Perry C, Story M. Correlates of fruit and vegetable intake among adolescents. Findings from Project EAT. *Prev Med* 2003;37:198-08.
32. Baranowski, T. Cullen, KW, Baranowski, J. Psychosocial correlates of dietary intake: Advancing Dietary Intervention. *Annual Review of Nutrition* 1999;19:17-40.
33. 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;38:211-21.
34. De Bourdeaudhuij I, Yngve A, te Velde SJ, Klepp KI, Rasmussen M, Thorsdottir 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.
35. 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.