



Trabajo Original

Epidemiología y dietética

Composición factorial de una escala de autoeficacia en el cuidado de la alimentación y salud física en universitarios mexicanos

Factor composition of an alimentary and physical health care self-efficacy scale in Mexican university students

José R. Blanco¹, Martha Ornelas¹, Jesús Viciano² y Judith M. Rodríguez¹

¹Universidad Autónoma de Chihuahua. México. Facultad de Ciencias de la Cultura Física. DES Salud CA 121. ²Departamento de Educación Física y Deportiva. Universidad de Granada. Granada, España

Resumen

Introducción: la autoeficacia es un importante factor mediador hacia cómo los individuos sienten, piensan, se motivan y se comportan. La expectativa de autoeficacia es un predictor importante de las intenciones y acciones de los individuos frente a diversas situaciones, siendo por tanto necesaria su medición.

Objetivos: el presente estudio pretende indagar las propiedades psicométricas para una escala de autoeficacia en el cuidado de la alimentación y salud física, comprobando su estructura y su invarianza factorial.

Métodos: la muestra se compuso de 1.313 estudiantes universitarios de las licenciaturas de Educación Física y Motricidad Humana que se imparten en la Universidad (omitido por anonimato), con una edad media de 20,46 años ($\pm 1,87$). La estructura factorial del cuestionario se analizó a través de análisis factoriales confirmatorios.

Resultados: los análisis mostraron la adecuación de una estructura de cinco factores (ejercicio físico, cuidado de la alimentación, afrontamiento de problemas, evitación del consumo de tabaco y evitación del consumo de alcohol), mostrando adecuados índices de ajuste de fiabilidad (valores superiores a 0,85) y validez (GFI = 0,907; RMSEA = 0,053; CFI = 0,960), y explicando más del 70% de la varianza. Además, los resultados de los análisis factoriales llevados a cabo con dos submuestras indicaron fuertes evidencias de estabilidad de la estructura factorial (diferencia de CFI inferiores a 0,01).

Conclusiones: la escala de autoeficacia en el cuidado de la alimentación y salud física es adecuada y puede usarse en estudios científicos. Futuras investigaciones deberían corroborar estos hallazgos.

Abstract

Introduction: Self-efficacy is an important factor of mediation toward how individuals feel, think, are motivated, and how they act. The expectation of self-efficacy is an important predictor of intentions and act of individuals in every situation, being its measure therefore necessary.

Objectives: The present study analyzes the psychometric properties of a self-efficacy in the alimentary and physical health care scale, verifying its structure and its factor invariance.

Methods: The sample was composed of 1,313 university students from the Physical Education and Human Motricity that are delivering in the university (omitted for the blind review), with an average age of 20.46 \pm 1.87 years. The factor structure of the scale was analyzed through confirmatory factor analyses.

Results: Results showed the adequacy of a five-factor structure (physical exercise, alimentary care, facing problems, avoid tabac consume, and avoid alcohol consume). The scale showed adequate fit indices of reliability (values higher than 0.85) and validity (GFI = 0.907; RMSEA = 0.053; CFI = 0.960), explaining more than 70% of the variance. Moreover, results from factor analyses conducted with two sub-samples indicated strong evidences of stability of the factor structure (CFI differences below 0.01)

Conclusions: Self-efficacy scale in alimentary and physical health care is adequate and can be used in scientific studies. Further research should corroborate the results of this study.

Palabras clave:

Estudio instrumental.
Estructura factorial.
Validación de constructo.
Ecuaciones estructurales.

Key words:

Instrumental study.
Factor structure.
Construct validity.
Structural equation model.

Recibido: 21/09/2015
Aceptado: 03/11/2015

Blanco JR, Ornelas M, Viciano J, Rodríguez JM. Composición factorial de una escala de autoeficacia en el cuidado de la alimentación y salud física en universitarios mexicanos. Nutr Hosp 2016;33:379-385

Correspondencia:

Jesús Viciano. Facultad de Ciencias del Deporte.
Departamento de Educación Física y Deportiva.
Universidad de Granada. Carretera de Alfacar, s/n.
18011 Granada, España
e-mail: jviciano@ugr.es

INTRODUCCIÓN

El constructo de autoeficacia en el área de la salud ha sido aplicado al manejo de enfermedades crónicas, uso de sustancias nocivas, realizar ejercicio, bajar de peso, y a la habilidad para recuperarse de los problemas de salud o para evitar potenciales riesgos para la salud (1,2). Investigaciones previas revelan que altos niveles de autoeficacia tienen consecuencias beneficiosas para el funcionamiento del individuo y su bienestar general (3,4).

De acuerdo a las formulaciones de Bandura (5-7), cuando un individuo se plantea la posibilidad de llevar a cabo una conducta saludable o corregir un mal hábito hay tres elementos que explican la decisión resultante: a) la creencia de que una situación determinada es perjudicial; b) la creencia de que un cambio de comportamiento puede reducir la supuesta amenaza; y c) la creencia de que es suficientemente competente como para adoptar una conducta beneficiosa o para dejar de practicar la que resultaría dañina. Este último aspecto se refiere al concepto de expectativas de autoeficacia, las creencias acerca de la capacidad para ejercer control sobre la propia conducta y el medio en el que esta tiene lugar.

Para la mayoría de las aplicaciones, Bandura (8) plantea que la autoeficacia percibida debe ser conceptualizada de manera específica, haciendo referencia a las creencias de las personas acerca de sus propias capacidades para el logro de determinados resultados. Así, el sistema de creencias de eficacia no es un rasgo global, sino un grupo de autocreencias ligadas a ámbitos de funcionamiento diferenciados. Se asume por tanto que las expectativas de autoeficacia son un predictor importante de las intenciones y acciones de los individuos frente a diversas situaciones (9). De hecho, frente a lo difícil que puede ser el motivar a la adopción de conductas que promuevan la salud o el detener conductas nocivas para esta, la autoeficacia ha mostrado consistentemente ser un factor de gran importancia (10), mostrándose como un elemento protector que hace aumentar la motivación (11), disminuir las alteraciones emocionales (12) y mejorar las conductas saludables en el cuidado físico (13).

Medir por tanto la percepción de autoeficacia es sumamente importante en el mantenimiento de conductas saludables (14-17), ya que es un importante factor mediador hacia cómo los individuos sienten, piensan, se motivan y se comportan. Por ello el presente estudio instrumental (18) tiene como objetivo indagar las propiedades psicométricas para una escala de autoeficacia en el cuidado de la alimentación y salud física, comprobando su estructura y su invarianza factorial (19).

MÉTODOS

PARTICIPANTES

Participaron en el estudio 1.313 estudiantes universitarios mexicanos, 710 mujeres y 603 hombres, con una edad comprendida entre los 18 y 26 años (edad media = 20,46 ± 1,87 años). La muestra fue aleatoriamente dividida en dos partes utilizando el

Statistical Package for the Social Sciences (SPSS) en su versión 18.0, con el fin de realizar estudios paralelos que permitieran corroborar y verificar los resultados obtenidos (validación cruzada). La submuestra 1 se constituyó por 654 sujetos (355 mujeres y 299 hombres; edad media = 20,41 ± 1,89 años). La submuestra 2 se compuso por 659 sujetos (355 mujeres y 304 hombres; edad media = 20,50 ± 1,85 años). El estudio fue aprobado por el Comité de Ética de la Universidad de (eliminado por cuestiones de anonimato).

MEDIDAS

Escala de autoeficacia en el cuidado de la alimentación y salud física

El cuestionario está basado en la escala sobre autoeficacia diseñada por Blanco (20), cuyos estudios psicométricos y los realizados por Ornelas y colaboradores (21) indicaron problemas de consistencia interna en sus factores (valores de la fiabilidad inferiores a 0,6), muy probablemente debido al número reducido de ítems en cada uno de ellos.

Por ello, para nuestro estudio, con el fin de mejorar las propiedades psicométricas y ampliar su ámbito de medición se hicieron las siguientes modificaciones: la escala original de ocho ítems agrupados en cuatro factores constaba de tres ítems para alimentación, tres para ejercicio físico, uno para el consumo de tabaco y uno para el consumo de alcohol. El cuestionario utilizado en la presente investigación consta de 28 ítems agrupados en cinco factores: 1. el cuidado de la alimentación con seis ítems; 2. ejercicio físico con seis ítems; 3. evitación del consumo de tabaco con cinco ítems; 4. evitación del consumo de alcohol con cinco ítems; y 5. un nuevo factor denominado afrontamiento de problemas con seis ítems. Un ejemplo de estos ítems sería: "Funcionar lo más normalmente posible cuando tengo problemas o contratiempos en mi vida" o "Afrontar eficazmente problemas o contrariedades en mi vida". Se trata de una escala de tipo Likert asistida por computadora donde el encuestado responde, en una escala de 0 a 10, cómo se siente de capaz para realizar cada una de las conductas relacionadas con el cuidado de la salud contenidas en el cuestionario (donde "0" corresponde a "nada capaz", y "10" corresponde a "absolutamente capaz").

PROCEDIMIENTO

Se invitó a participar en el estudio a los estudiantes de las licenciaturas que se imparten en la Facultad de Ciencias de la Cultura Física de la Universidad (omitido por cuestiones de anonimato). Los que aceptaron participar firmaron una carta de aceptación donde se informaba de los objetivos y de su derecho a abandonar el estudio en cualquier momento. Luego se aplicó la escala de percepción de autoeficacia en el cuidado de la alimentación y salud física por medio de una computadora personal (módulo administrador del instrumento del editor de escalas de ejecución

típica), en una sesión de aproximadamente 30 minutos y durante el segundo semestre del curso académico 2014. Al inicio de cada sesión se hizo una pequeña introducción sobre la importancia de la investigación y de cómo acceder al instrumento. Se les solicitó la máxima sinceridad y se les garantizó la confidencialidad de las respuestas. Las instrucciones de cómo responder se encontraban en las primeras pantallas de la escala computarizada, antes de abordar el primer ítem. Una vez aplicado el instrumento se procedió a recopilar los resultados por medio del módulo generador de resultados del editor de escalas versión 2.0 (22).

ANÁLISIS ESTADÍSTICO

Se calcularon la media, la desviación estándar, la asimetría, la curtosis y los índices de discriminación de cada ítem. En consecuencia, se eliminaron de la escala aquellos que obtuvieron una curtosis o asimetría extremas o un índice de discriminación por debajo de 0,35. Luego se sometieron a comparación dos modelos de medida: el Modelo 1 (M1), modelo unifactorial, y el Modelo 2 (M5), que responde a una estructura penta factorial acorde a la distribución original de los ítems dentro del cuestionario. Los análisis factoriales confirmatorios se realizaron con el *software* AMOS 21 (23), las varianzas de los términos de error fueron especificados como parámetros libres, en cada variable latente (factor) se fijó uno de los coeficientes estructurales asociados a uno, para que su escala fuera igual a la de una de las variables observables (ítems).

Se empleó el método de Máxima Verosimilitud, siguiendo la recomendación de Thompson (24), en el sentido de que cuando se emplea análisis factorial confirmatorio se debe corroborar no solo el ajuste de un modelo teórico, sino que es recomendable comparar los índices de ajuste de varios modelos alternativos para seleccionar el mejor. Para evaluar el ajuste del modelo se emplearon el estadístico Chi-cuadrado, el índice de bondad de ajuste (GFI) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) como medidas absolutas de ajuste. El índice de bondad ajustado (AGFI), el índice Tucker-Lewis (TLI) y el índice de bondad de ajus-

te comparativo (CFI) como medidas de ajuste incremental. La razón de Chi-cuadrado sobre los grados de libertad (CMIN/GL) y el criterio de información de Akaike (AIC) como medidas de ajuste de parsimonia (25,26). Posteriormente, siguiendo las recomendaciones de Ábalo y colaboradores (19), se llevó a cabo un análisis de la invarianza factorial del cuestionario para las submuestras tomando como base el mejor modelo de medida obtenido en la etapa anterior. Por último se calculó la fiabilidad de cada una de las dimensiones en los modelos de medida de cada submuestra a través del Coeficiente Alpha de Cronbach (27,28) y del Coeficiente Omega (29,30).

RESULTADOS

ANÁLISIS DESCRIPTIVOS E ÍNDICES DE DISCRIMINACIÓN

Los resultados de los análisis descriptivos y los índices de discriminación (correlación elemento-total corregida) de cada uno de los 28 ítems del cuestionario en la muestra total reflejaron puntuaciones medias que oscilaban entre 7,27 y 9,13, y la desviación estándar mostró, en todos los casos, valores mayores a 1,70 (dentro de un rango de respuesta entre 0 y 10). Todos los valores de asimetría y curtosis se encontraban dentro del rango $\pm 3,0$ y $\pm 9,0$, respectivamente, por lo que se infiere que las variables se ajustaban a una distribución normal. En cuanto a los índices de discriminación, todos discriminaron satisfactoriamente con índices por encima de 0,45 (31).

ANÁLISIS FACTORIALES CONFIRMATORIOS

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio en la submuestra 1 (GFI = 0,495; RMSEA = 0,158; CFI = 0,630) y la submuestra 2 (GFI = 0,485; RMSEA = 0,163; CFI = 0,586) para el modelo M1, indicaron que el modelo de medición en ambas submuestras no era aceptable (Tabla I).

Tabla I. Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos generados en las submuestras 1 y 2

Modelo	Índices absolutos			Índices incrementales			Índices de parsimonia	
	χ^2	GFI	RMSEA	AGFI	TLI	CFI	CMIN/DF	AIC
Primera solución factorial (submuestra 1)								
M1	5.901,508*	0,495	0,158	0,403	0,593	0,630	17,206	6.027,508
M5	935,889*	0,907	0,053	0,887	0,954	0,960	2,810	1.081,889
Segunda solución factorial (submuestra 2)								
M1	6.315,011*	0,485	0,163	0,390	0,543	0,586	18,411	6.441,011
M5	1.041,282*	0,894	0,057	0,871	0,944	0,951	3,127	1.187,282

Nota: * $p < 0,05$; GFI = índice de bondad de ajuste; RMSEA = raíz del error medio; AGFI = índice corregido de la bondad de ajuste; TLI = índice de Tucker-Lewis; CFI = índice de ajuste comparativo; CMIN/DF = índice de ajuste Chi-cuadrado dividido por los grados de libertad; AIC = criterio de información de Akaike.

El factor del modelo M1 explicó aproximadamente el 41,41% de la varianza en la primera submuestra y el 38,62% de la varianza en la segunda. Por otro lado, solo cuatro de los 28 ítems saturaron por encima de 0,70 en su dimensión prevista (ítems 18, 19, 20 y 23) en la primera submuestra, y solo uno (ítem 20) en la segunda submuestra.

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio en la primera (GFI = 0,907; RMSEA = 0,053; CFI = 0,960) y segunda submuestra (GFI = 0,894; RMSEA = 0,057; CFI = 0,951) del

segundo modelo sometido a prueba (M5) indicaron que este modelo de medición era mejor que el modelo anterior y que su ajuste era aceptable (Tabla I). Los cinco factores de este modelo explicaban en conjunto, en ambas submuestras, más del 70% de la varianza.

Por otro lado, de acuerdo a los resultados de la tabla II, todos los ítems en ambas submuestras saturaron por encima de 0,70 en su dimensión prevista, observándose además intercorrelaciones moderadas entre los cinco factores que evidencian una adecuada validez discriminante entre ellos.

Tabla II. Soluciones estandarizadas. Análisis factorial confirmatorio para el Modelo M5 en las submuestras 1 y 2

Ítem	Submuestra 1					Submuestra 2				
	F1	F2	F3	F4	F5	F1	F2	F3	F4	F5
<i>Pesos factoriales</i>										
17 Realizar ejercicio físico durante cuando menos 30 minutos tres o más sesiones a la semana	0,76					0,70				
18 Hacer ejercicio físico a pesar de tener preocupaciones y problemas	0,87					0,84				
19 Hacer ejercicio físico a pesar de sentirme deprimido	0,91					0,89				
20 Hacer ejercicio físico a pesar de sentirme tenso	0,92					0,88				
21 Hacer ejercicio físico a pesar de sentirme cansado	0,83					0,81				
22 Hacer ejercicio físico a pesar de estar ocupado	0,76					0,78				
11 Resistirme a comer cuando estoy ansioso o nervioso		0,76					0,73			
12 Resistirme a comer cuando estoy deprimido o experimento un fracaso		0,74					0,74			
13 Resistirme a comer cuando hay mucha comida disponible		0,83					0,79			
14 Resistirme a comer cuando otros me están presionando para hacerlo		0,80					0,75			
15 Resistirme a comer alimentos con muchas calorías aun cuando me gusten mucho		0,79					0,73			
16 Resistirme a comer a pesar de que otros se molesten si yo no como		0,78					0,72			
23 Funcionar lo más normalmente posible cuando tengo problemas o contratiempos en mi vida			0,79					0,79		
24 Que los problemas o contratiempos que tengo no afecten a mis emociones, relaciones u otras esferas de mi vida			0,80					0,82		
25 Afrontar eficazmente problemas o contrariedades en mi vida			0,82					0,76		
26 No sentirme tenso o ansioso cuando tengo problemas o contratiempos			0,79					0,78		
27 Prestar atención a otras cosas cuando tengo problemas o contrariedades			0,83					0,83		
28 Poner en marcha de manera efectiva todos los recursos que están a mi alcance para resolver un problema o contratiempos que tenga			0,78					0,71		
1 Evitar el consumo de tabaco a pesar de las presiones de mis amigos				0,72					0,73	
2 Controlarme y reducir mi consumo de tabaco				0,78					0,87	

(Continúa en la página siguiente)

Tabla II (Cont.). Soluciones estandarizadas. Análisis factorial confirmatorio para el Modelo M5 en las submuestras 1 y 2

Ítem	Submuestra 1					Submuestra 2				
	F1	F2	F3	F4	F5	F1	F2	F3	F4	F5
3 Resistir la tentación de consumir tabaco en exceso cuando estoy deprimido o experimento un fracaso				0,83					0,90	
4 Resistirme a consumir tabaco cuando estoy ansioso o nervioso				0,91					0,91	
5 Controlarme y no consumir nada de tabaco				0,88					0,89	
6 Evitar el consumo de bebidas alcohólicas a pesar de las presiones de mis amigos					0,76					0,82
7 Controlarme y reducir mi consumo de alcohol					0,82					0,88
8 Resistir la tentación de beber en exceso cuando estoy deprimido o experimento un fracaso					0,85					0,84
9 Resistirme a consumir bebidas alcohólicas cuando estoy ansioso o nervioso					0,89					0,85
10 Controlarme y no beber nada de alcohol					0,83					0,82
<i>Correlaciones factoriales</i>										
F1	-					-				
F2	0,49	-				0,57	-			
F3	0,71	0,56	-			0,63	0,54	-		
F4	0,37	0,34	0,34	-		0,25	0,33	0,34	-	
F5	0,41	0,48	0,46	0,66	-	0,38	0,44	0,39	0,60	-

Nota: F1 = Ejercicio físico; F2 = Cuidado de la alimentación; F3 = Afrontamiento de problemas; F4 = Evitación del consumo de tabaco; F5 = Evitación del consumo de alcohol.

INVARIANZA DE LA ESTRUCTURA FACTORIAL ENTRE LAS SUBMUESTRAS

Los índices de ajuste obtenidos (Tabla III) permitieron aceptar la equivalencia de los modelos de medida básicos entre las dos submuestras. Aunque el valor de Chi-cuadrado excedía al exigido para aceptar la hipótesis de invarianza, los índices GFI = 0,901; CFI = 0,955; RMSEA = 0,039 y AIC = 2269,171 contradijeron esta conclusión, lo que nos permitía aceptar el modelo base de la invarianza (modelo sin restricciones).

Añadiendo al modelo base restricciones sobre las cargas factoriales caracterizamos la invarianza métrica. Los valores que se recogen

en la tabla III permitían aceptar este nivel de invarianza. El GFI (0,899) y el RMSEA (0,038) seguían aportando información convergente en esta dirección. Además, el AIC (2272,785) y el índice comparativo de Bentler (CFI 0,955) no sufrieron grandes variaciones respecto al modelo anterior. Haciendo uso del criterio para la evaluación de los modelos anidados propuesto por Cheung y Rensvold (32), quienes sugerían que si el cálculo de la diferencia de los CFI de ambos modelos anidados disminuye en 0,01 o menos, se da por bueno el modelo restringido y por tanto el cumplimiento de la invarianza factorial. La diferencia entre CFI obtenida permitió aceptar el modelo de invarianza métrica. Por tanto, podíamos concluir hasta ahora que las cargas factoriales eran equivalentes en las dos submuestras.

Tabla III. Índices de bondad de ajuste de cada uno de los modelos puestos a prueba en la invarianza factorial

Modelo	Índice de ajuste						
	χ^2	gl	GFI	NFI	CFI	RMSEA	AIC
Modelo sin restricciones	1.977,171*	666	0,901	0,935	0,955	0,039	2.269,171
Invarianza métrica	2.026,785*	689	0,899	0,933	0,955	0,038	2.272,785
Invarianza factorial fuerte	2.089,627*	704	0,896	0,931	0,953	0,039	2.305,627

Nota: * $p < 0,05$; GFI = índice de bondad de ajuste; NFI = índice de ajuste normado; CFI = índice de ajuste comparativo; RMSEA = raíz del error medio; AIC = criterio de información de Akaike.

Una vez demostrada la invarianza métrica entre las submuestras, procedimos a evaluar la equivalencia entre interceptos (invarianza factorial fuerte). Los índices (Tabla III) mostraron un ajuste aceptable de este modelo, tanto evaluado de modo independiente como analizándolo respecto a su anidamiento con el modelo de invarianza métrica. La diferencia entre los índices comparativos de Bentler fue de 0,002; el GFI = 0,896; y el RMSEA = 0,039. Aceptada la invarianza fuerte, los dos modelos evaluados eran equivalentes respecto a los coeficientes factoriales y a los interceptos.

Los factores obtenidos en los análisis factoriales confirmatorios alcanzaron en su mayoría valores de consistencia interna por encima de 0,85 en ambas submuestras, evidenciando una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas, particularmente si se considera el número reducido de ítems (Tabla IV).

DISCUSIÓN

El objetivo del estudio fue indagar las propiedades psicométricas para una escala de autoeficacia en el cuidado de la alimentación y salud física, comprobando su estructura y su invarianza factorial en una muestra de universitarios mexicanos. Los análisis factoriales confirmatorios realizados en cada submuestra por separado apoyaron la estructura factorial de cinco factores (ejercicio físico, cuidado de la alimentación, afrontamiento de problemas, evitación del consumo de tabaco y evitación del consumo de alcohol) al evidenciar una consistencia interna adecuada, particularmente si se considera el número reducido de ítems en cada uno de ellos. Los factores obtenidos presentaron en general saturaciones factoriales estandarizadas adecuadas que se corresponden con la estructura propuesta para el cuestionario. Además, se obtuvieron fuertes evidencias de la validación cruzada de la medida y por tanto de la estabilidad de la estructura hasta que no se demuestre lo contrario.

Estos resultados se corresponden con los obtenidos por Blanco (20) y Ornelas y colaboradores (21), salvo por el hecho de que en esta nueva versión de 28 ítems la consistencia interna de cada uno de los factores es óptima, superando los problemas de fiabilidad de la encuesta original.

En síntesis, el análisis de las propiedades psicométricas del cuestionario ha mostrado que una estructura penta factorial es

viable y adecuada de acuerdo a los requisitos psicométricos establecidos cuando los informantes son los propios alumnos. La estructura de cinco factores, atendiendo a criterios estadísticos y sustantivos, ha mostrado adecuados indicadores de ajuste, de fiabilidad y de validez. Sin embargo, el alcance de estos resultados es limitado y se precisan investigaciones futuras que confirmen la estructura obtenida, permitiendo así contar con evidencias más robustas respecto a la estructura factorial de la escala. Específicamente, recomendamos demostrar la invarianza de la estructura de la escala según el género, edad, o entre alumnos de distintas licenciaturas. Asimismo, es indispensable comprobar si la escala resulta útil para estudiar la relación entre autoeficacia y conductas de cuidado de la salud.

AGRADECIMIENTOS

Agradecemos a Aliisa Hatten su revisión del inglés del título y *abstract*. Este estudio es parte de un proyecto financiado por la Secretaría de Educación Pública, Subsecretaría de Educación Superior - Dirección General de Educación Superior Universitaria de México (eliminado por cuestiones de anonimato). Además, el primer autor disfrutó de una beca del Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología de México (Conacyt).

BIBLIOGRAFÍA

1. Forsyth AD, Carey MP. Measuring Self-Efficacy in the context of HIV risk reduction: Research challenges and recommendations. *Health Psychol* 1998;17(6):559-68.
2. Soto PD, Villagrán G. Autoeficacia en alimentación prescrita en mujeres embarazadas con diabetes: desarrollo de una escala. *Rev Interamericana Psicol* 2014;48(1):13-22.
3. Grembowski D, Patrick D, Diehr P, Durham M, Beresford S, Kay E, et al. Self-efficacy and health behavior among older adults. *J Health Soc Behav* 1993;34(2):89-104.
4. Klein-Hessling J, Lohaus A, Ball J. Psychological predictors of health-related behaviour in children. *Psychol Health Med* 2005;10(1):31-43.
5. Bandura A. Pensamiento y acción. *Fundamentos sociales*. Madrid: Alianza; 1986.
6. Bandura A. *Social Learning Theory*. New York: General Learning Press; 1977.
7. Bandura A. Exercise of personal agency through the self-efficacy mechanism. In: Schwarzer R, editor. *Self-efficacy: thought control of action*. Washington: Hemisphere Publishing Corporation; 1992. p. 3-38.

Tabla IV. Coeficiente omega y alfa de los factores obtenidos en los análisis factoriales confirmatorios de las submuestras 1 y 2

Factor	Submuestra 1		Submuestra 2	
	Ω	α	Ω	α
Ejercicio físico	0,937	0,938	0,924	0,928
Cuidado de la alimentación	0,905	0,909	0,881	0,882
Afrontamiento de problemas	0,915	0,914	0,904	0,904
Evitación del consumo de tabaco	0,915	0,909	0,935	0,929
Evitación del consumo de alcohol	0,918	0,920	0,924	0,929

8. Bandura A. Guide for constructing self-efficacy scales. In: Pajares F, Urdan TC, editors. *Self-efficacy beliefs of adolescents*. Greenwich: Age Publishing, Inc.; 2006. p. 307-37.
9. Schwarzer R. Self-efficacy in the adoption and maintenance of health behaviors: Theoretical approaches and a new model. In: Schwarzer R, editor. *Self-efficacy: thought control of action*. Washington: Hemisphere Publishing Corporation; 1992. p. 217-43.
10. Bandura A. *Self-efficacy: The exercise of Control*. New York: Freeman; 1997.
11. Bandura A, Barbaranelli C, Caprara GV, Pastorelli C. Multifaceted impact of self-efficacy beliefs on academic functioning. *Child Develop* 1996;67(3):1206-22.
12. Villamarín F. Papel de la autoeficacia en los trastornos de ansiedad y depresión. *Análisis Modificación Conducta* 1990;16(47):55-79.
13. Villamarín F. Autoeficacia y conductas relacionadas con la salud. *Rev Psicol Salud* 1990;2(1):45-64.
14. Olivari C, Urra E. Autoeficacia y conductas de salud. *Cienc Enfermería* 2007;13(1):9-15.
15. Blanco H, Martínez M, Ornelas M, Flores FJ, Peinado JE. Validación de las escalas autoeficacia en conductas académicas y cuidado de la salud. México: Doble Hélice Ediciones; 2011.
16. Schopp LH, Bike DH, Clark MJ, Minor MA. Act Healthy: promoting health behaviors and self-efficacy in the workplace. *Health Educ Res* 2015;30(4):542-53.
17. Cinar AB, Schou L. The role of self-efficacy in health coaching and health education for patients with type 2 diabetes. *Int Dental J* 2014;64(3):155-63.
18. Montero I, León O. Sistema de clasificación del método en los informes de investigación en Psicología. *Int J Clinic Health Psychol* 2005;5:115-27.
19. Abalo J, Lévy J, Rial A, Varela J. Invarianza factorial con muestras múltiples. En: Lévy J, editor. *Modelización con Estructuras de Covarianzas en Ciencias Sociales*. Madrid: Netbiblo; 2006. p. 259-78.
20. Blanco H. Autoeficacia percibida en conductas académicas y cuidado de la salud en alumnos de primer ingreso a la Universidad Autónoma de Chihuahua. Un estudio comparado respecto a los alumnos universitarios de educación física. España: Universidad de Granada; 2010.
21. Ornelas M, Blanco H, Rodríguez JM, Flores FJ. Análisis psicométrico de la escala autoeficacia en conductas de cuidado de la salud física en universitarios de primer ingreso. *Formación Univ* 2011;4(6):21-34.
22. Blanco H, Ornelas M, Tristán JL, Cocca A, Mayorga-Vega D, López-Walle J, et al. Editor for creating and applying computerise surveys. *Proced Soc Behav Sci* 2013;106:935-40.
23. Arbuckle JR. *AMOS users guide version 21.0*. Chicago, IL: Marketing Department, SPSS Incorporated; 2012.
24. Thompson B. *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. Understanding concepts and applications*. Washington, D. C.: American Psychological Association; 2004.
25. Byrne BM. *Structural Equation Modeling With AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York, NY: Routledge; 2010.
26. Gelabert E, García-Esteve L, Martín-Santos R, Gutiérrez F, Torres A, Subirà S. Psychometric properties of the Spanish version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in women. *Psicothema* 2011;23(1):133-9.
27. Elosua P, Zumbo BD. Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenadas. *Psicothema* 2008;20(4):896-901.
28. Nunnally JC, Bernstein IH. *Teoría Psicométrica*. México: McGraw-Hill; 1995.
29. Revelle W, Zinbarg RE. Coefficients alpha, beta, omega and the glb: comments on Sijtsma. *Psychometrika* 2009;74(1):145-54.
30. Sijtsma K. On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika* 2009;74(1):107-20.
31. Brzoska P, Razum O. *Validity Issues in Quantitative Migrant Health Research: The Example of Illness Perceptions*. New York, NY: Peter Lang International Academic Publishers; 2010.
32. Cheung GW, Rensvold RB. Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling* 2002;9(2):233-55.