

# Invarianza factorial de una escala de autoeficacia en deportistas y no deportistas

Jesús Enrique Peinado Pérez\*, Armando Cocca\*\*, Natalia Solano Pinto\*\*\* y Humberto Blanco Vega\*

*FACTORIAL INVARIANCE OF A SELF-EFFICACY SCALE IN SPORTSMEN AND NON-SPORTSMEN*

**KEYWORDS:** Measurement invariance. Factorial structure. Construct validity. Multisample.

**ABSTRACT:** The aim of this study was to examine factorial invariance of the Self-efficacy in Diet and Physical Wellness Scale (ECASF) in Mexican university sportsmen and non-sportsmen. The final sample comprised 1.305 Mexican university students (707 women, 598 men), whose average age was 20.46 years (SD=1.87). Confirmatory factorial analyses showed that a five-factor scale is feasible and adequate for both populations. In accordance with statistical and substantial criteria, the five-factor structure (physical exercise, nutritional care, problems confrontation, avoiding tobacco, and avoiding alcohol) displayed good indexes of fit both in terms of reliability and validity. Moreover, factorial structure and loads, as well as intercepts, were found to be invariant in both populations; however, differences were found with regard to average values of physical exercise, nutritional care, problems confrontation, and avoiding tobacco. Finally, the present study confirms the validity of a Penta dimensional model proposed in previous studies. Future research should replicate these procedures in populations with different cultural and personal characteristics.

Nutrición equilibrada, actividad física (AF) y hábitos saludables constituyen elementos esenciales para el mantenimiento de una buena salud a lo largo de toda la vida (Waxman, 2005). En las últimas décadas, la investigación ha resaltado la importancia de ser activos como agente para el desarrollo del bienestar físico, psicológico y social (Janssen y LeBlanc, 2010). No obstante, independientemente de la cantidad de AF que un individuo lleve a cabo a diario, tanto deportistas de élite como personas que hagan ejercicio en el tiempo de ocio o que sean totalmente sedentarias necesitan mantener un control eficaz de su dieta y de otros hábitos de vida, entre ellos el consumo de alcohol o de tabaco (Van Amsterdam, Opperhuizen, Koeter y Van den Brink, 2010). De hecho, si se cuida la nutrición o se evita mantener hábitos nocivos, los efectos positivos de la buena práctica diaria de AF se ven potenciados de manera significativa (De Rooji et al., 2016; Pronk, 2016). Por el contrario, se ha demostrado que una alimentación inadecuada puede impactar negativamente en diferentes áreas de la salud individual tanto a corto plazo (deficiencias alimentarias, problemas dentales, etc.) como a largo plazo (incremento del riesgo de afecciones del corazón y de desarrollo de diferentes tipos de cáncer), así como está asociada con la adherencia a un estilo de vida nocivo para la salud (van Kooten, de Ridder, Vollebergh y van Dorsselaer, 2007). Es más, el uso excesivo de tabaco y alcohol, junto con hábitos nutricionales no saludables, representan de los mayores factores de riesgo de enfermedades cardiovasculares, diabetes, cáncer y

afecciones respiratorias (Cecchini, Sassi, Lauer, Lee, Guajardo-Barrón y Chisholm, 2010).

Por ende, se entiende que el estudio de estas variables es indispensable de cara a una evaluación completa del estado de salud de las personas, al mismo tiempo que debe ser tomado en cuenta ante cualquier implementación de programas orientados a la salud en diferentes poblaciones (Thunfors, Collins y Hanlon, 2009). A raíz de lo antes mencionado, los científicos en el área de la salud y el bienestar han dirigido sus esfuerzos hacia la identificación de aquellos factores que puedan determinar la estructuración de un régimen alimenticio y de vida adecuado, para que junto con la AF regular se pueda lograr el desarrollo completo de la salud psicofísica tanto a nivel individual como a nivel global. Entre dichos factores, se puso de manifiesto que la autoeficacia representa un elemento clave de cara a mantener ciertos hábitos a lo largo del tiempo (Pérez-Velasco y Peñacoba-Puente, 2015). Por autoeficacia se entiende cuán efectiva se siente una persona al realizar diferentes actividades y afrontar situaciones estresantes (Luszczynska et al., 2005). Varios estudios demuestran la relación entre autoeficacia y salud. Thrasher et al. (2016) mencionan que la autoeficacia es una herramienta necesaria para que los individuos tengan respuestas positivas ante el afrontamiento de hábitos de vida nocivos como el tabaco. Finney Rutten et al. (2016) comentan que mayor autoeficacia está asociada a menor carga mental determinada por enfermedades. Es más, una alta percepción de autoeficacia incrementa la fuerza

Correspondencia: Armando Cocca. Facultad de Organización Deportiva, Universidad Autónoma de Nuevo León, Ciudad Universitaria s/n – San Nicolás de los Garza – NL, 66455 México. E-mail: [armando.cocca@gmail.com](mailto:armando.cocca@gmail.com).

\* Facultad de Ciencias de la Cultura Física, Universidad Autónoma de Chihuahua, México.

\*\* Facultad de Organización Deportiva, Universidad Autónoma de Nuevo León, México.

\*\*\* Departamento de Psicología, Facultad de Castilla La Mancha, España.

Agradecimientos: 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 (DE-13 -6,894). Además, el primer autor disfruta de una beca del Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología de México (CONACYT). Se agradece a la Red Temática Conducta Saludable con Deporte de Calidad (REDDECA) por el apoyo para la financiación de la publicación (CONACYT, Redes Temáticas).

"Artículo remitido e invitado con revisión"

de los propósitos de los individuos hacia modificar hábitos nocivos o mantener comportamientos saludables (Chang, 2016). Estos resultados son corroborados en otros estudios que resaltan la importancia de este constructo como factor para el incremento del bienestar (Salehi, Harris, Coyne y Sebar, 2016), como predictor de comportamientos saludables, control nutricional y del peso (Nezami et al., 2016), y hasta como agente para la reducción de trastornos relacionados con alimentación y hábitos nocivos (Zullig, Matthews-Ewald y Valois, 2016).

Debido al impacto que la autoeficacia puede tener sobre la estructuración de buenos hábitos de vida, se entiende la necesidad de evaluar este constructo de la manera más precisa. Basado en el modelo conceptual de Bandura (2001) y en su Teoría del Aprendizaje Social, recientemente se creó en México la Escala de Autoeficacia en el Cuidado de la Alimentación y Salud Física (ECASF), que fue aplicada a una muestra de 2.089 estudiantes universitarios en un estudio piloto cuyo objetivo fue determinar su validez psicométrica (Blanco, Ornelas, Viciano y Rodríguez-Villalobos, 2016). Los datos obtenidos en dicha investigación muestran la presencia de una estructura multifactorial, cuyos factores están enfocados en diferentes conductas saludables (nutrición, consumo de tabaco y alcohol, ejercicio físico, etc.). Los autores encontraron buenos ajustes del modelo estructural propuesto, así como valores aceptables de validez y fiabilidad. No obstante, la validación general de la ECASF sólo representa el paso inicial hacia el fortalecimiento de la investigación en el área de las ciencias comportamentales y el diagnóstico de cualquier problemática relacionada con el estilo de vida. De hecho, esto no es suficiente si se quiere ofrecer un instrumento confiable en poblaciones y contextos variados, ya que entornos diversos pueden determinar un desarrollo psicológico muy diferente de las personas que viven en ellos (Cook, 2015). Por ejemplo, las estrategias y la percepción del autocuidado pueden variar de manera importante entre deportistas y no deportistas.

En los primeros, la literatura confirma que el autocuidado está significativamente relacionado con acontecimientos como lesiones musculares o del aparato locomotor en general, o con el deseo de incrementar el rendimiento en competición (Ishii et al., 2006; Knapp, 2016). En los segundos, está asociado a la promoción de la salud y al establecimiento de conductas saludables de cara a prevenir o reducir los efectos de enfermedades crónicas-degenerativas, entre ellas el diabetes mellitus, la hipertensión arterial, o la obesidad (Compean-Ortiz et al., 2013; Mendes et al., 2016). Estos enfoques son evidentemente distintos el uno del otro, ya que difícilmente un atleta se preocupa de problemáticas que están vinculadas con un estilo de vida más sedentario (Matusitz y McCormick, 2012). Por ende, verificar la validez del ECASF en grupos de diferentes características permite determinar si existe la necesidad de adaptaciones que respondan a pautas psicológicas específicas de cada grupo, a la vez que se cumple con todos los criterios de equivalencia. Es más, es indispensable plantearse si una misma estructura factorial es aplicable a distintos grupos de personas o, de modo más genérico, a distintas poblaciones (Abalo, Lévy, Rial y Varela, 2006). Por todo lo visto, el objetivo general del presente estudio es evaluar la estructura factorial de la ECASF; además, el objetivo específico es comprobar la equivalencia psicométrica de la misma en distintos grupos, en específico en deportistas y no deportistas. Así pues, se quiere dar respuesta a la pregunta: ¿la estructura del instrumento ECASF será equivalente tanto en deportistas como en aquellas personas que no practican deportes? Nuestra hipótesis

es que a pesar de las diferencias comportamentales entre quien practica deportes y quien no lo practica, el ECASF en su estructura existente será válido en ambas poblaciones.

## Método

### Participantes

La muestra de 1.305 universitarios (637 deportistas y 668 no deportistas; 707 mujeres y 598 hombres) se obtuvo mediante un muestreo por conveniencia, tratando de abarcar la representatividad de las diferentes licenciaturas que se ofrecen en la Facultad de Ciencias de la Cultura Física (FCCF) de la Universidad Autónoma de Chihuahua (UACH). La edad de los participantes fluctuó entre los 18 y 26 años, con una media de 20.46 y una desviación estándar de 1.87 años.

Para la selección de los participantes y su asignación al grupo de deportistas y no deportistas, se llevó a cabo previamente un estudio estadístico para establecer la población de universitarios miembros de equipos selectivos de la Universidad o inscritos en ligas deportivas externas.

### Instrumento

La Escala de Autoeficacia en el Cuidado de la Alimentación y Salud Física (ECASF) elaborada por Blanco et al. (2016) es un cuestionario tipo Likert de 28 ítems relacionados con conductas de cuidado de la salud, cuyas dimensiones son: Ejercicio físico ( $\alpha = .882$ ;  $\Omega = .890$ ); Cuidado de la Alimentación ( $\alpha = .706$ ;  $\Omega = .717$ ); Afrontamiento de problemas ( $\alpha = .837$ ;  $\Omega = .839$ ); Evitación del consumo de tabaco ( $\alpha = .949$ ;  $\Omega = .954$ ); y Evitación del consumo de alcohol ( $\alpha = .864$ ;  $\Omega = .874$ ). Dicha encuesta se lleva a cabo por medio de computadora. El encuestado responde qué tan capaz se siente para realizar cada una de las conductas relacionadas con el cuidado de la salud contenidas en el cuestionario de acuerdo a una escala de 0 (nada capaz) a 10 (muy capaz).

### Procedimiento

Se invitó a participar en el estudio a los alumnos de las licenciaturas que se ofrecen en la FCCF de la UACH. Los que aceptaron participar firmaron la carta de aceptación correspondiente. Sucesivamente, se aplicó el ECASF por medio de computadoras personales (por medio de un módulo administrador del instrumento del editor de escalas de ejecución típica), en una sesión de aproximadamente 30 minutos que se llevó a cabo en los laboratorios y centros de cómputo de la FCCF. Al inicio de cada sesión se hizo una pequeña introducción sobre la importancia de la investigación y de cómo acceder al instrumento. Se solicitó la máxima sinceridad y se garantizó a los encuestados la confidencialidad de los datos que se obtuvieran. Las instrucciones de cómo responder se encontraban en las primeras pantallas, antes del primer reactivo del instrumento. Al término de la sesión se agradeció a los participantes por su colaboración. Una vez aplicado el instrumento, se procedió a recopilar los datos por medio del módulo generador de resultados del editor de escalas versión 2.0 (Blanco et al., 2013).

### Análisis de datos

El análisis psicométrico se realizó en dos etapas: 1) análisis factorial confirmatorio y 2) análisis de invarianza factorial; con el fin de obtener una prueba que presente las mejores propiedades para la conformación de los puntajes de la escala en deportistas y no deportistas.

Para conducir los análisis factoriales confirmatorios se utilizó el software *AMOS 21* (Arbuckle, 2012). Las varianzas de los términos de error fueron especificadas como parámetros libres. En cada variable latente (factor) se fijó uno de los coeficientes estructurales asociados a uno, para que su escala sea igual a la de una de las variables observables (ítems). El método de estimación empleado fue el de Máxima Verosimilitud, siguiendo la recomendación de Thompson (2004), según el cual cuando se emplea análisis factorial confirmatorio se debe corroborar no sólo el ajuste de un modelo teórico sino que también es recomendable comparar los índices de ajuste de varios modelos alternativos para seleccionar el mejor.

Para evaluar el 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 del ajuste del mismo. El índice de bondad ajustado (AGFI), el Índice *Tucker-Lewis* (TLI) y el índice de bondad de ajuste comparativo (CFI) fueron obtenidos como medidas de ajuste incremental del modelo. La razón de Chi-cuadrado sobre los grados de libertad (CMIN/GL) y el Criterio de Información de Akaike (AIC) se emplearon para evaluar el ajuste de parsimonia (Byrne, 2010; Gelabert et al., 2011).

Por último, se llevó a cabo un análisis de la invarianza factorial de los modelos de medida obtenidos siguiendo las recomendaciones de Abalo et al. (2006), y se calculó la fiabilidad de cada una de las dimensiones a través del Alfa de *Cronbach* y el Coeficiente Omega (Revelle y Zinbarg, 2009).

## Resultados

### Análisis factoriales confirmatorios

De acuerdo a los resultados de la Tabla 1, el análisis factorial confirmatorio de 28 ítems agrupados en cinco factores en la muestra de deportistas es aceptable (GFI = .905; RMSEA = .055). De acuerdo a las medidas de ajuste incremental y de parsimonia, esto es significativamente superior al modelo independiente y muy similar al modelo saturado. En la figura 1 se muestra el modelo estructural del ECASF en la muestra de deportistas.

Resultados similares se obtuvieron en la muestra de no deportistas (tabla 1), ya que el análisis factorial confirmatorio indica nuevamente que el modelo de medición de cinco factores

es aceptable (GFI = .910; RMSEA = .051) y significativamente superior al modelo independiente y muy similar al modelo saturado. El modelo estructural del cuestionario para la muestra de no deportistas se muestra en la figura 2. En ambas muestras, 27 de los 28 de los ítems saturan por encima de .70 en su dimensión (factor) prevista, lo que hace evidente una apropiada validez convergente. Además, se observa que existen intercorrelaciones moderadas entre los factores, lo que evidencia una adecuada validez discriminante entre ellos (tabla 2).

En cuanto al análisis de invarianza de la estructura factorial, los índices de ajuste obtenidos (Tabla 3) permiten aceptar la equivalencia de los modelos de medida básicos entre las dos muestras. Aunque el valor de Chi-cuadrado excede al exigido para aceptar la hipótesis de invarianza, los índices GFI (.908), CFI (.959), RMSEA (.037) y AIC (2160.926) contradicen esta conclusión lo que nos permite 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 3 permiten aceptar este nivel de invarianza. El índice de ajuste general (GFI = .900) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA = .039) siguen aportando información convergente en esta dirección. Además, el criterio de información de Akaike (AIC = 2252.14) y el índice comparativo de Bentler (CFI = .955) no sufren grandes variaciones respecto al modelo anterior. Haciendo uso del criterio para la evaluación de los modelos anidados propuesto por Cheung y Rensvold (2002), quienes sugieren que si el cálculo de la diferencia de los CFI de ambos modelos anidados disminuye en .01 o menos se da por bueno el modelo restringido y por tanto el cumplimiento de la invarianza factorial, la diferencia entre CFIs obtenida permite aceptar el modelo de invarianza métrica. Por ende, las cargas factoriales son equivalentes en las dos submuestras.

Una vez demostrada la invarianza métrica entre las submuestras, se evaluó la equivalencia entre interceptos (invarianza factorial fuerte). Los índices (Tabla 3) muestran un ajuste óptimo 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 es de .007; el índice de ajuste general es

Modelo	Índices absolutos			Índices incrementales			Índices de parsimonia	
	$\chi^2$	GFI	RMSEA	AGFI	TLI	CFI	CMIN/DF	AIC
Solución factorial para los deportistas								
5 factores	951.748*	.905	.055	.881	.951	.958	2.928	.
Saturado	0.000	1.000				1.00		812.000
Independiente	15273.819*	.158	.249	.096	.000	.000	40.407	15329.819
Solución factorial para las no deportistas								
5 factores	885.174*	.910	.051	.888	.953	.960	2.724	1047.174
Saturado	0.000	1.000				1.000		812.000
Independiente	14328.682*	.205	.235	.146	.000	.000	37.907	14384.682

*Nota:* \*  $p < .05$ ; 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 Tabla 1. Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos generados. Submuestras 1 y 2.

Tabla 1. Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos generados. Análisis factorial confirmatorio para deportistas y no deportistas.

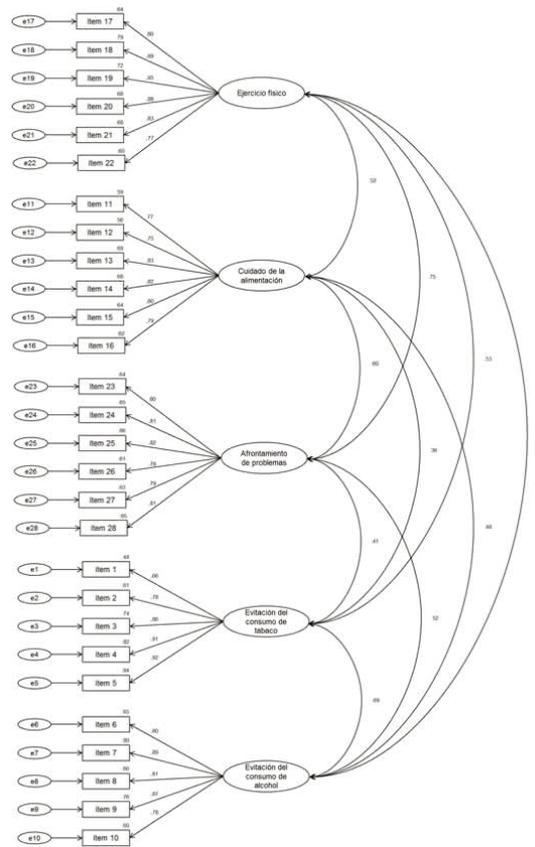


Figura 1. Soluciones estandarizadas, análisis factorial confirmatorio en la muestra de deportistas.

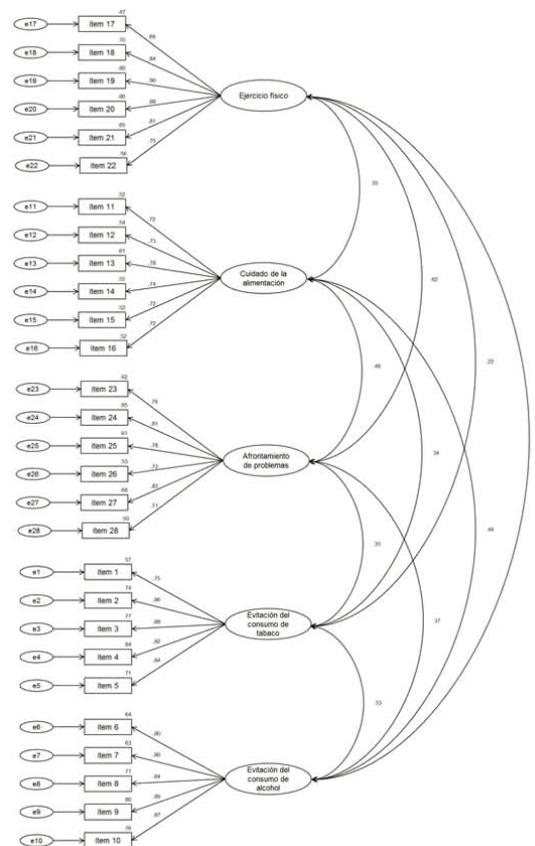


Figura 2. Soluciones estandarizadas, análisis factorial confirmatorio en la muestra de no deportistas.

Invarianza factorial de una escala de autoeficacia en deportistas y no deportistas

Ítem	Deportistas					No deportistas				
	F1	F2	F3	F4	F5	F1	F2	F3	F4	F5
Pesos Factoriales										
17 Realizar ejercicio físico durante cuando menos 30 minutos tres o más sesiones a la semana	.80					.69				
18 Hacer ejercicio físico, a pesar de tener preocupaciones y problemas	.89					.84				
19 Hacer ejercicio físico, a pesar de sentirme deprimido	.85					.90				
20 Hacer ejercicio físico, a pesar de sentirme tenso	.88					.89				
21 Hacer ejercicio físico, a pesar de sentirme cansado	.83					.81				
22 Hacer ejercicio físico, a pesar de estar ocupado	.77					.75				
11 Resistirme a comer cuando estoy ansioso o nervioso		.77					.72			
12 Resistirme a comer cuando estoy deprimido o experimento un fracaso		.75					.73			
13 Resistirme a comer cuando hay mucha comida disponible		.83					.78			
14 Resistirme a comer cuando otros me están presionando para hacerlo		.82					.74			
15 Resistirme a comer alimentos con muchas calorías aun cuando me gusten mucho		.80					.72			
16 Resistirme a comer a pesar de que otros se molesten si yo no como		.79					.72			
23 Funcionar lo más normalmente posible cuando tengo problemas o contratiempos en mi vida			.80					.79		
24 Que los problemas o contratiempos que tengo no afecten a mis emociones, relaciones u otras esferas de mi vida			.81					.81		
25 Afrontar eficazmente problemas o contrariedades en mi vida			.82					.78		
26 No sentirme tenso o ansioso cuando tengo problemas o contratiempos			.78					.73		
27 Prestar atención a otras cosas cuando tengo problemas o contrariedades			.79					.83		
28 Poner en marcha de manera efectiva todos los recursos que están a mi alcance para resolver un problema o contratiempos que tenga			.81					.71		
1 Evitar el consumo de tabaco a pesar de las presiones de mis amigos				.66					.75	
2 Controlarme y reducir mi consumo de tabaco				.78					.86	
3 Resistir la tentación de consumir tabaco en exceso cuando estoy deprimido o experimento un fracaso				.86					.88	
4 Resistirme a consumir tabaco cuando estoy ansioso o nervioso				.91					.92	
5 Controlarme y no consumir nada de tabaco				.92					.84	
6 Evitar el consumo de bebidas alcohólicas a pesar de las presiones de mis amigos					.80					.80
7 Controlarme y reducir mi consumo de alcohol					.89					.80
8 Resistir la tentación de beber en exceso cuando estoy deprimido o experimento un fracaso					.81					.84
9 Resistirme a consumir bebidas alcohólicas cuando estoy ansioso o nervioso					.87					.89
10 Controlarme y no beber nada de alcohol					.78					.87
Correlaciones Factoriales										
	F1	-					-			
	F2	.52	-				.55	-		
	F3	.75	.60	-			.62	.49	-	
	F4	.53	.36	.41	-		.22	.34	.33	-
	F5	.57	.48	.52		-	.34	.44	.37	.53

Tabla 2. Soluciones estandarizadas para el análisis factorial confirmatorio en ambas muestras

Modelo	Índice de Ajuste						
	$\chi^2$	gl	GFI	NFI	CFI	RMSEA	AIC
Modelo sin restricciones	1836.926*	650	.908	.938	.959	.037	2.160.926
Invarianza métrica	1974.414*	673	.900	.933	.955	.039	2.252.414
Invarianza factorial fuerte	2191.195*	688	.899	.926	.948	.041	2.439.195

Nota: \*  $p < .05$ ; 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

Tabla 3. Índices de bondad de ajuste de cada uno de los modelos puestos a prueba en la invarianza factorial.

.899 y el error cuadrático medio de aproximación es .041. Aceptada la invarianza fuerte, los dos modelos evaluados son equivalentes respecto a los coeficientes factoriales y a los interceptos.

Todos los factores obtenidos en los análisis factoriales confirmatorios alcanzan valores de alfa de Cronbach por encima de .85 en ambas muestras (no deportistas y deportistas), evidenciando una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas, particularmente si se considera el número reducido de ítems (Tabla 4).

### Contrastes de las medias de los factores entre deportistas y no deportistas

Una vez comprobada la invarianza factorial, las diferencias entre las medias de los factores de los dos grupos se estimaron

tomando como referente la muestra de deportistas, fijando en 0 el valor de las medias para dicha muestra y estimando libremente el valor de las medias para la muestra de no deportistas. Las restricciones sobre los coeficientes de regresión e interceptos, requeridos para los contrastes entre las medias, se realizaron automáticamente mediante el software *AMOS 21* (Arbuckle, 2012). Los resultados de las comparaciones indicaron que las medias de los factores ejercicio físico, cuidado de la alimentación y afrontamiento de problemas fueron significativamente menores ( $-1.253, p < .001$ ;  $-0.415, p < .001$ ; y  $-0.444, p < .001$ , respectivamente) en los no deportistas, mientras que en el factor evitación del consumo de tabaco ( $0.258, p < .05$ ) ocurre lo contrario. En el factor evitación del consumo de alcohol no se encontraron diferencias significativas.

Factor	Deportistas		No deportistas	
	$\Omega$	$\alpha$	$\Omega$	$\alpha$
Ejercicio físico	.934	.925	.923	.926
Cuidado de la Alimentación	.911	.912	.876	.880
Afrontamiento de problemas	.915	.918	.901	.900
Evitación del consumo de tabaco	.917	.914	.929	.923
Evitación del consumo de alcohol	.918	.921	.923	.927

Tabla 4. Coeficiente omega y alfa para los factores obtenidos.

## Discusión

El análisis de las propiedades psicométricas del ECASF ha mostrado que una estructura de cinco factores es viable y apropiada. Por ende, se confirma la estructura factorial obtenida por Blanco et al. (2016) en el estudio piloto que se llevó a cabo con estudiantes universitarios. Atendiendo a criterios estadísticos y sustantivos, la estructura de cinco factores ha mostrado tanto en deportistas como no deportistas adecuados indicadores de ajuste, de fiabilidad y de validez. Además, la estructura factorial, las cargas factoriales y los interceptos se consideran invariantes en las dos poblaciones estudiadas. Sin embargo, se considera que más estudios son necesarios con el fin de corroborar o refutar los datos obtenidos en la presente investigación.

Por otro lado, los resultados obtenidos en las comparaciones entre deportistas y no deportistas apuntan a los posibles beneficios que la práctica de actividad físico-deportiva puede generar en relación con una mayor autoeficacia en el cuidado de la salud física (Ganedahl, Zsaludek Vilund, Carlén, Kylberg y Ekberg, 2015). Así pues, se confirma que la AF organizada constituye un factor positivo para la salud, ya que podría potenciar efectos favorables sobre la percepción de autoeficacia (Marques, Ekelund y Sardinha, 2016).

Los resultados obtenidos sugieren que el ejercicio debe ser explorado como una medida preventiva contra el desarrollo de conductas no saludables (Partridge et al., 2015); sin embargo es sumamente importante determinar qué características (tipo, intensidad, frecuencia, etc.) y mediante cuáles mecanismos el ejercicio contribuye a mejorar la autoeficacia en el cuidado de la propia salud física (Marshall y Welk, 2008).

No obstante, el alcance de estos resultados es limitado, y es necesario que en investigaciones futuras se confirme la estructura obtenida en poblaciones con diferentes factores culturales y personales, lo cual permitirá contar con evidencia más robusta respecto a la estructura factorial del cuestionario. Específicamente, debe demostrarse si la invarianza de la estructura del cuestionario se cumple por género y edad, entre otras; de tal manera que se considere que más estudios son necesarios con el fin de corroborar o refutar los datos obtenidos en las investigaciones realizadas hasta el momento. Asimismo, es indispensable comprobar si el cuestionario resulta útil para explicar el riesgo de padecer trastornos alimentarios y la adherencia hacia el inicio y el mantenimiento de conductas saludables (Byrne, Accurso, Arnow, Lock y Le Grange, 2015; Nock et al., 2016).

Tomando en cuenta que el objetivo principal de este estudio fue examinar la estructura factorial y medir su invarianza en universitarios mexicanos deportistas y no deportistas, se pueden trazar las siguientes conclusiones: el Análisis Factorial Confirmatorio, en ambas muestras, indicó que el ajuste de los datos al modelo teórico de 28 ítems agrupados en cinco factores propuesta por Blanco et al. (2016) es aceptable e invariante. Al mismo tiempo, los factores así obtenidos presentan saturaciones factoriales estandarizadas adecuadas. Por su parte, en general, los factores correlacionan entre sí de forma positiva y estadísticamente significativa lo cual muestra que a medida que aumenta la autoeficacia en alguno de los factores, también aumenta en los otros; los factores en ambas muestras evidenciaron una consistencia interna adecuada, particularmente si se considera el número reducido de ítems en cada uno de ellos; conjuntamente con todo lo antes dicho, los resultados del análisis de la invarianza factorial entre no deportistas y deportistas indican una alta congruencia entre pares de factores. Lo que sugiere la existencia de 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; las comparaciones entre los grupos reflejaron que los deportistas se perciben con mayor autoeficacia en los factores ejercicio físico, cuidado de la alimentación y afrontamiento de problemas; mientras que los no deportistas se perciben más autoeficaces en la evitación del consumo de tabaco. Salvo por la diferencia en la autoeficacia en la evitación del consumo de tabaco, el deporte parece potenciar la percepción de autoeficacia en el cuidado de la salud física.

Es necesario considerar que el presente trabajo se vio afectado por algunas limitaciones. Entre ellas, que los participantes son sólo estudiantes universitarios mexicanos, lo que supone una amenaza para la posibilidad de generalizar estos resultados. Ampliar la muestra (agregando por ejemplo adultos jóvenes que no sean estudiantes) es un área de trabajo de cara al futuro. Otra limitación proviene del propio instrumento de medición, que se basa en el autoinforme y que por ello puede contener los sesgos que se derivan de la deseabilidad social.

Se subraya además la importancia de realizar un mayor número de investigaciones sobre el tema, tanto en México como a nivel internacional.

#### *INVARIANZA FACTORIAL DE UNA ESCALA DE AUTOEFICACIA EN DEPORTISTAS Y NO DEPORTISTAS*

**PALABRAS CLAVE:** : Invarianza de medida, Estructura factorial, Validación de constructo, Análisis factorial confirmatorio, Multimuestra.

**RESUMEN:** El objetivo principal del presente estudio fue examinar la invarianza factorial de la escala de autoeficacia en el cuidado de la alimentación y salud física (ECASF) en universitarios mexicanos deportistas y no deportistas. La muestra total fue de 1.305 universitarios mexicanos (707 mujeres, 598 hombres), con una edad media de 20.46 años ( $DT = 1.87$ ). Los análisis factoriales confirmatorios mostraron que una estructura de cinco factores es viable y adecuada para ambas poblaciones. Atendiendo a criterios estadísticos y sustantivos la estructura de cinco factores (ejercicio físico, cuidado de la alimentación, afrontamiento de problemas, evitación del consumo de tabaco y evitación del consumo de alcohol), ha mostrado adecuados indicadores de ajuste de fiabilidad y validez. Además, la estructura factorial, las cargas factoriales y los interceptos se consideran invariantes en las dos poblaciones estudiadas; sin embargo, existen diferencias entre las poblaciones para las medias de los factores ejercicio físico, cuidado de la alimentación, afrontamiento de problemas y evitación del consumo de tabaco. Por último, el presente estudio también confirma la validez del modelo pentadimensional propuesto en estudios anteriores. Futuras investigaciones deberían replicar estos hallazgos en poblaciones con diferentes factores culturales y personales.

#### *INVARIÂNCIA FATORIAL DE UMA ESCALA DE AUTO-EFICÁCIA, EM ATLETAS E NÃO ATLETAS*

**PALAVRAS CHAVE:** Invariância de medição, Estrutura fatorial, Validação do construto, Análise fatorial confirmatória, Multisample.

**RESUMO:** O principal objetivo deste estudo foi examinar a invariância fatorial da escala de auto-eficácia no atendimento de alimentação e saúde física (ECASF) em atletas universitários mexicanos e não-atletas. A amostra total foi de 1.305 estudantes mexicanos universitários (707 mulheres, 598 homens), com idade média de 20,46 anos ( $DP = 1,87$ ). A análise fatorial confirmatória mostrou que uma estrutura de cinco fatores é viável e adequado para ambas as populações. Em resposta a critérios estatísticos e estrutura substantiva de cinco fatores (exercício físico, cuidados de nutrição, lidar problemas, evitando o consumo de tabaco e álcool), mostrou indicadores de ajuste adequados de fiabilidade e validade. Além disso, a estrutura fatorial, cargas fatoriais e Interceptos são considerados invariante nas duas populações estudadas; no entanto, existem diferenças entre as populações para as médias de fatores de exercícios físicos, cuidado da alimentação, lidar com problemas e evitando o consumo de tabaco. Finalmente, este estudo também confirma a validade do modelo de cinco dimensões propostas em estudos anteriores. Pesquisas futuras devem replicar estes hallazgos em populações com diferentes fatores culturais e pessoais.

## Referencias

- Abalo, J., Lévy, J., Rial, A. y Varela, J. (2006). Invarianza factorial con muestras múltiples. En J. Lévy (Ed.), *Modelización con Estructuras de Covarianzas en Ciencias Sociales* (pp. 259-278). Madrid: Netbiblo.
- Arbuckle, J. R. (2012). *AMOS users guide version 21.0*. Chicago, IL: Marketing Department, SPSS Incorporated.
- Bandura, A. (2001). Social Cognitive Theory: an agentic perspective. *Annual Review of Psychology*, 52(1), 1-26. doi: 10.1146/annurev.psych.52.1.1
- Blanco, H., Ornelas, M., Tristán, J. L., Cocca, A., Mayorga-Vega, D., López-Walle, J. y Vicianá, J. (2013). Editor for creating and applying computerise surveys. *Procedia Social and Behavioral Sciences*, 106, 935-940. doi: 10.1016/j.sbspro.2013.12.105
- Blanco, J. R., Ornelas, M., Vicianá, J. y Rodríguez-Villalobos, J. M. (2016). Composición factorial de una escala de autoeficacia en el cuidado de la alimentación y salud física en universitarios mexicanos. *Nutrición Hospitalaria*, 33(2), 379-385.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural Equation Modeling With AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York, NY: Routledge.
- Byrne, C., Accurso, E., Arnow, K., Lock, J., y Le Grange, D. (2015). An exploratory examination of patient and parental self-efficacy as predictors of weight gain in adolescents with anorexia nervosa. *International Journal of Eating Disorders*, 48(7), 883-888. doi: 10.1002/eat.22376
- Cecchini, M., Sassi, F., Lauer, J., Lee, Y., Guajardo-Barrón, V., y Chisholm, D. (2010). Tackling of unhealthy diets, physical inactivity, and obesity: health effects and cost-effectiveness. *The Lancet*, 376(9754): 20-26. doi: 10.1016/S0140-6736(10)61514-0
- Chang, C. (2016). Behavioral recommendations in health research news as cues to action: self-relevancy and self-efficacy processes. *Journal of Health Communication*, 21(8), 954-968. doi: 10.1080/10810730.2016.1204377
- Cheung, G. W. y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. doi: 10.1207/s15328007SEM0902\_5
- Compean-Ortiz, L., Quintero-Valle, L., Del Ángel-Pérez, B., Resendiz-González, E., Salazar-González, B., y González-González, J. (2013). Education, physical activity and obesity among adults with type II diabetes from the standpoint of Orem's self-care theory. *Aquichan*, 13(3), 347-362. Recuperado de <http://www.scielo.org.co/pdf/aqui/v13n3/v13n3a04.pdf>
- Cook, J. R. (2015). Using evaluation to effect social change: looking through a community psychology lens. *American Journal of Evaluation*, 36(1), 107-117. doi: 10.1177/1098214014558504
- De Rooij, B. H., van der Berg, J. D., van der Kallen, C. H., Schram, M. T., Savelberg, H., Schaper, N. C., Dagnelie, P. C., Henry, R. M., Kroon, A. A., Stehouwer, C. D., y Koster, A. (2016). Physical activity and sedentary behavior in metabolically healthy versus unhealthy obese and non-obese individuals – the Maastricht study. *Plos one*, 11(5): e0154358. doi: 10.1371/journal.pone.0154358
- Finney Rutten, L., Hesse, B., St. Sauver, J., Wilson, P., Chawla, N., Hartigan, D., Moser, R., Taplin, S., Glasgow, R., y Arora, N. (2016). Health self-efficacy among populations with multiple chronic conditions: the value of patient-centered communication. *Advances in Therapy*, 33(8), 1440-1451. doi: 10.1007/s12325-016-0369-7
- Ganedahl, H., Zsaludek Viklund, P., Carlén, K., Kylberg, E., y Ekberg, J. (2015). Work-site wellness programmes in Sweden: a cross-sectional study of physical activity, self-efficacy, and health. *Public Health*, 129(5), 525-530. doi: 10.1016/j.puhe.2015.01.023
- Gelabert, E., García-Esteve, L., Martín-Santos, R., Gutiérrez, F., Torres, A. y Subirà, S. (2011). Psychometric properties of the Spanish version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in women. *Psicothema*, 23(1), 133-139.
- Ishii, K., Inoue, S., Odagiri, Y., Ohya, Y., Takamiya, T., Shimizu, Y., y Shimomitsu, T. (2006). Does health locus of control associate self-care for sport injury prevention in Japanese college athletes? *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 38(5s), S226. doi: 10.1249/00005768-200605001-01002
- Janssen, I., y LeBlanc, A. (2010). Systematic review of the health benefits of physical activity and fitness in school-aged children and youth. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 7:40. doi: 10.1186/1479-5868-7-40
- Knapp, K. A. (2016). Self-care modalities: improved performance and decreased injury for female athletes. *Strength and Condition Journal*, 38(2), 70-78. doi: 10.1519/SSC.0000000000000205
- Luszczynska, A., Scholz, U., y Schwazer, R. (2005). The general self-efficacy scale: multicultural validation studies. *The Journal of Psychology*, 139(5), 439-457. doi: 10.3200/JRLP.139.5.439-457
- Marshall, S., y Welk, G. (2008). Conceptualization of youth physical activity and sedentary behavior. Definitions and measurements. En Smith, A. y Stuart, J. (Eds.). *Youth physical activity and sedentary behavior: Challenges and solutions*. Leeds, UK: Human Kinetics.
- Marques, A., Ekelund, U., y Sardinha, L. (2016). Association between organized sports participation and objectively measured physical activity, sedentary time and weight status in youth. *Journal of Science and Medicine in Sport*, 19(2), 154-157. doi: 10.1016/j.jsams.2015.02.007
- Matusitz, J., y McCormick, J. (2012). Sedentarism: the effects of internet use on human obesity in the United States. *Social Work in Public Health*, 27(3), 250-269. doi: 10.1080/19371918.2011.542998
- Mendes, C., Miranda, M., Lima, F., Brito, E., de Freitas, I., y Matias, E. (2016). Self-care practices of patients with arterial hypertension in primary health care. *Revista da Rede de Enfermagem do Nordeste*, 17(1), 52-59. doi: 10.15253/2175-6783.2016000100008
- Nezami, B. T., Lang, W., Jakicic, J. M., Davis, K. K., Polzien, K., Rickman, A. D., Hatley, K. E., y Tate, D. F. (2016). The effect of self-efficacy on behavior and weight in behavioral weight-loss intervention. *Health Psychology*, 35(7), 714-722. doi: 10.1037/hea0000378
- Nock, N., Ievers-Landis, C., Dajani, R., Knight, D., Rigda, A., Narasimhan, S., y Uli, N. (2016). Physical activity self-efficacy and fitness: family environment relationship correlates and self-esteem as a mediator among adolescents who are overweight or obese. *Childhood Obesity*, 12(5), 360-367. doi: 10.1089/chi.2016.0007
- Partridge, S., McGeechan, K., Hebden, L., Balestracci, K., Wong, A., Denney-Wilson, E., Harris, M., Phongsavan, P., Bauman, A., y Allman-Farinelli, M. (2015). Effectiveness of a mHealth Lifestyle Program with telephone support (TXT2BFIT) to prevent unhealthy weight gain in young adults: randomized controlled trial. *JMIR mHealth and uHealth*, 3(2), e66. doi: 10.2196/mhealth.4530
- Pérez-Velasco, M., y Peñacoba-Puente, C. (2015). Autoeficacia y automanejo de los hábitos saludables en fibromialgia. *Enfermería Clínica*, 25(3), 133-137. doi: 10.1016/j.enfcli.2015.02.001
- Pronk, N. P. (2016). Structured diet and physical activity programmes provide strong evidence of effectiveness for type 2 diabetes prevention and improvement of cardiometabolic health. *Evidence-based Medicine*, 21(1), 18. doi: 10.1136/ebmed-2015-110292
- Revelle, W. y Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega and the glb: comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74(1), 145-154. doi: 10.1007/s11336-008-9102-z
- Salehi, A., Harris, N., Coyne, E., y Sebar, B. (2016). Perceived control and self-efficacy, subjective well-being and lifestyle behaviours in young Iranian women. *Journal of Health Psychology*, 21(7), 1415-1425. doi: 10.1177/1359105314554818

- Thompson, B. (2004). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. Understanding concepts and applications*. Washington, D C: American Psychological Association.
- Thrasher, J. F., Swayampakala, K., Borland, R., Nagelhout, G., Young, H., Hammond, D., Bansal-Travers, M., Thompson, M., y Hardin, J. (2016). Influence of self-efficacy, response efficacy, and reactance on responses to cigarette health warnings: a longitudinal study of adult smokers in Australia and Canada. *Health Communication, 31*(12), 1517-1526. doi: 10.1080/10410236.2015.1089456
- Thunfors, P., Collins, B. N., y Hanlon, A. L. (2009). Health behavior interests of adolescents with unhealthy diet and exercise: implications for weight management. *Health Education Research, 24*(4), 634-645. doi: 10.1093/her/cyn064
- Van Amsterdam, J., Opperhuizen, A., Koeter, M., y Van den Brink, W. (2010). Ranking the harm of alcohol, tobacco and illicit drugs for the individual and the population. *European Addicition Research, 16*(4), 202-207. doi: 10.1159/000317249
- van Kooten, M., de Ridder, D., Vollebergh, W., y van Dorsselaer, S. (2007). What's so special about eating? Examining unhealthy diet of adolescents in the context of health-related behaviours and emotional distress. *Appetite, 48*(3), 325-332. doi: 10.1016/j.appet.2006.09.010
- Waxman, A. (2005). Why a global strategy on diet, physical activity and health?. In Simopoulos, A.P. (Ed.). *Nutrition and fitness: mental health, aging, and the implementation of a healthy diet and physical activity lifestyle* (pp. 162-166). Basel, CH: Karger.
- Zullig, K. J., Matthews-Ewald, M. R., y Valois, R. (2016). Weight perceptions, disordered eating behaviors, and emotional self-efficacy among high school adolescents. *Eating Behaviors, 21*, 1-6. doi: 10.1016/j.eatbeh.2015.11.007.