

Invarianza Factorial por Sexo: Escala de Autoeficacia en Alimentación y Salud Física en Universitarios Mexicanos

Factor Invariance by Gender of the Self-efficacy Scale in Nutrition and Physical Health Among Mexican University Students

Luis Humberto Blanco Ornelas¹, Ana Citlalli Díaz-Leal², Perla Jannet Jurado-García³ y Susana Ivonne Aguirre Vasquez³

Autor de correspondencia: Susana Ivonne Aguirre Vasquez, siaguirre@uach.mx

¹Hospital Civil de Guadalajara, Universidad de Guadalajara, México

²Hospital Regional Dr. Valentín Gómez Farías, Zapopan, Jalisco, México

³Universidad Autónoma de Chihuahua, México

Cómo citar: Blanco Ornelas, L. H., Díaz-Leal, A. C., Jurado-García, P. J., & Aguirre Vasquez, S. I. (2026). Invarianza Factorial por Sexo: Escala de Autoeficacia en Alimentación y Salud Física en Universitarios Mexicanos. *Revista De Ciencias Del Ejercicio FOD*, 21(1), 106–117. doi.org/10.29105/rce-fod.v21i1.181

Enero-Junio-181

Link para acceder al artículo:

<https://doi.org/10.29105/rce-fod.v21i1.181>



Este artículo es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos y condiciones de Creative Commons Licencia de atribución (CC BY-NC) (Creative Commons Atribución-No-Comercial 4.0)

Resumen

La autoeficacia cumple un papel central en la intención y ejecución de conductas relacionadas con la salud, particularmente en la adopción y mantenimiento de hábitos saludables. El objetivo del presente estudio fue examinar la invarianza factorial de la Escala de Autoeficacia en el Cuidado de la Alimentación y la Salud Física en estudiantes universitarios mexicanos, considerando el sexo como variable de comparación. Participaron 1,218 estudiantes universitarios mexicanos (615 mujeres y 603 hombres), con edades entre 18 y 26 años, quienes respondieron la escala. Se realizaron análisis factoriales confirmatorios y análisis de invarianza factorial mediante un enfoque multimuestra. Los resultados evidenciaron una estructura de cinco factores: cuidado de la alimentación, ejercicio físico, evitación del consumo de tabaco, evitación del consumo de alcohol y afrontamiento de problemas con adecuados niveles de fiabilidad (Ω y $\alpha \geq .89$) y validez (GFI = .903; CFI = .957; RMSEA = .038) en ambos sexos, confirmándose la equivalencia del modelo factorial. Estos hallazgos respaldan la validez y fiabilidad de la escala para su uso en hombres y mujeres universitarios mexicanos, tanto en contextos de investigación relacionados con la promoción de la salud y sugieren la conveniencia de evaluar su invarianza en otras poblaciones.

Palabras Clave: Autoeficacia, estructura factorial, promoción de la salud, estilo de vida saludable

Abstract

Self-efficacy plays a central role in the intention and execution of health-related behaviors, particularly in the adoption and maintenance of healthy habits. The objective of this study was to examine the factorial invariance of the Self-Efficacy Scale for Nutrition and Physical Health Care in Mexican university students, considering sex as a comparison variable. A total of 1,218 Mexican university students (615 women and 603 men), aged 18 to 26 years, participated in the study and completed the scale. Confirmatory factor analyses and factorial invariance analyses were performed using a multisampling approach. The results revealed a five-factor structure dietary care, physical exercise, tobacco avoidance, alcohol avoidance, and problem-solving with adequate levels of reliability (Ω and $\alpha \geq .89$) and validity (GFI = .903; CFI = .957; RMSEA = .038) in both sexes, confirming the equivalence of the factor model. These findings support the validity and reliability of the scale for use in Mexican university men and women, both in research contexts related to health promotion, and suggest the advisability of evaluating its invariance in other populations.

Keywords: Self-efficacy, factorial structure, health promotion; healthy lifestyle

Introducción

El logro de metas personales constituye una aspiración compartida por la mayoría de las personas (Ornelas et al., 2011). Para alcanzar dichos objetivos de manera efectiva, resulta fundamental la percepción que los individuos tienen sobre su capacidad para ejecutar las acciones necesarias, es decir, su percepción de eficacia personal. Este juicio autorreferencial, conocido como autoeficacia, ha sido conceptualizado tradicionalmente como una creencia específica asociada a dominios o tareas concretas (Bandura, 2006) y se considera un elemento clave en la regulación de la conducta. La autoeficacia ha sido enfatizada como un determinante crítico en la adopción y mantenimiento de comportamientos de salud, influyendo en decisiones, motivación, persistencia ante obstáculos y patrones de comportamiento saludables (Egele et al., 2025).

En el ámbito de la salud, la autoeficacia ha sido ampliamente estudiada en relación con una diversidad de comportamientos, tales como el manejo de enfermedades crónicas, la prevención del consumo de sustancias nocivas, la práctica regular de actividad física, el control del peso corporal y la capacidad para afrontar o prevenir problemas de salud (Forsyth & Carey, 1998; Nápoles et al., 2022; Soto & Villagrán, 2014). En estudiantes universitarios se ha identificado que la autoeficacia está directamente relacionada con la adopción de conductas saludables, como ejercicio regular y hábitos alimentarios positivos, y que estos efectos se mantienen cuando se consideran variables individuales y sociodemográficas (Dębska-Janus et al., 2025).

Desde la perspectiva de la teoría social cognitiva de Bandura et al. (1996), la adopción o modificación de conductas relacionadas con la salud se fundamenta en tres creencias principales: la percepción de que una situación constituye una amenaza, la convicción de que un cambio conductual puede disminuir dicho riesgo y la creencia de contar con las capacidades necesarias para realizar ese cambio.

Este último componente hace referencia a las expectativas de autoeficacia, entendidas como las creencias que posee una persona sobre su capacidad para ejercer control sobre su conducta y sobre el entorno.

Además, investigaciones (Zhao et al., 2024) señalan que la autoeficacia no solo se relaciona con la adopción de comportamientos saludables, sino que también puede desempeñar un papel mediador en la relación entre factores cognitivos, como los conocimientos en salud, y los resultados en la salud física y mental. En este sentido, la evidencia empírica ha demostrado que las expectativas de autoeficacia constituyen un predictor relevante de las intenciones conductuales, las conductas efectivas y el bienestar general de las personas.

En contextos donde resulta complejo promover comportamientos saludables o desalentar hábitos nocivos, la autoeficacia se ha identificado como un factor protector de especial importancia (Bandura, 1997). Diversos estudios han señalado que niveles elevados de autoeficacia se asocian con una mayor motivación, una menor presencia de alteraciones emocionales (Bandura et al., 1996) y una mejora en las conductas de autocuidado físico (Villamarín, 1990). Por ejemplo, investigaciones previas han documentado el papel significativo de la autoeficacia en la adopción y mantenimiento de la práctica de ejercicio físico (Bray et al., 2001), así como su relación con una mejor percepción del estado de salud, menor incidencia de síntomas depresivos y una recuperación más rápida ante la enfermedad (Grembowski et al., 1993). La integración de dimensiones relacionadas con la alimentación, el ejercicio físico, la evitación del consumo de sustancias nocivas y el afrontamiento de problemas responde a una concepción integral del autocuidado en salud.

Desde la teoría social cognitiva, estos comportamientos no operan de manera aislada, sino que conforman un sistema interdependiente de conductas protectoras influenciadas por las creencias de autoeficacia.

Diversas investigaciones han mostrado que los individuos con mayores niveles de autoeficacia tienden a presentar simultáneamente hábitos alimentarios más saludables, mayor adherencia a la actividad física y una menor probabilidad de involucrarse en conductas de riesgo, (Prestwich et al., 2014; Sheeran et al., 2017), lo que respalda la evaluación conjunta de estas dimensiones dentro de un mismo instrumento

Dada la relevancia de este constructo, el desarrollo y validación de instrumentos que evalúen la percepción de autoeficacia en el cuidado de la alimentación y la salud física resulta esencial para la investigación y la intervención en salud (Blanco et al., 2016; Ornelas et al., 2011). En este sentido, Blanco (2010) propuso inicialmente la Escala de Autoeficacia en el Cuidado de la Alimentación y la Salud Física (EACASF). No obstante, evaluaciones psicométricas posteriores identificaron limitaciones en la consistencia interna de algunas de sus dimensiones, posiblemente atribuibles al reducido número de ítems por factor (Blanco et al., 2016; Ornelas et al., 2011). Con base en estos antecedentes, Blanco y colaboradores (2016) desarrollaron una versión ampliada de la escala compuesta por 28 ítems, validada en estudiantes universitarios mexicanos. El instrumento evidenció propiedades psicométricas adecuadas y niveles óptimos de fiabilidad, al presentar coeficientes alfa de Cronbach y omega superiores a .88, lo que demuestra una adecuada consistencia interna. Asimismo, la escala se estructuró en un modelo de cinco dimensiones: cuidado de la alimentación, ejercicio físico, evitación del consumo de tabaco, evitación del consumo de alcohol y afrontamiento de problemas.

Sin embargo, además de confirmar la estructura factorial de un instrumento, resulta indispensable examinar su equivalencia de medición en distintos grupos poblacionales (Abalo et al., 2006). El sexo representa una de las variables personales que podría influir en la percepción de autoeficacia relacionada con el cuidado de la alimentación y la salud física (Blanco et al., 2010), por lo que la evaluación de la invarianza factorial se vuelve un requisito metodológico fundamental para garantizar comparaciones válidas entre hombres y mujeres.

En este contexto, el presente estudio, de tipo instrumental (Montero & León, 2005), tuvo como objetivo principal analizar la invarianza factorial de la Escala de Autoeficacia en el Cuidado de la Alimentación y la Salud Física en estudiantes universitarios mexicanos de ambos sexos. De manera complementaria, se planteó contrastar el grado de congruencia entre la estructura factorial obtenida en esta investigación y la reportada previamente por Blanco et al., (2016), con la finalidad de aportar evidencia empírica adicional sobre la estabilidad y equivalencia psicométrica del instrumento en diferentes grupos poblacionales, particularmente entre estudiantes universitarios pertenecientes a distintos contextos académicos y características sociodemográficas.

Materiales y métodos

Participantes

La muestra estuvo conformada por 1218 estudiantes universitarios, de los cuales 615 fueron mujeres (50.5%) y 603 hombres (49.5%), seleccionados mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia. Se procuró incluir alumnado de las distintas licenciaturas impartidas en la Facultad de Ciencias de la Cultura Física de la Universidad Autónoma de Chihuahua, con el fin de obtener variabilidad dentro del contexto académico evaluado.

No obstante, se reconoce que el perfil formativo de los participantes, caracterizado por una mayor exposición a contenidos relacionados con actividad física y salud, podría influir en sus percepciones de autoeficacia, limitando la generalización de los hallazgos a otros contextos universitarios o poblacionales.

Las edades de las mujeres oscilaron entre 18 y 26 años ($M = 20.26$; $D.E. = 1.79$), mientras que en los hombres el rango etario fue el mismo, con una media de 20.66 años y una desviación estándar de 1.96. No se observaron diferencias de edad estadísticamente significativas entre mujeres y hombres. Cabe señalar, que el tamaño de la muestra se consideró adecuado para el análisis factorial confirmatorio y la evaluación de la invarianza multigrupo, de acuerdo con las recomendaciones metodológicas propuestas en varios estudios (Byrne, 2010; Hair et al., 2019; Kline, 2016)

Instrumento

Se empleó la Escala de Autoeficacia en el Cuidado de la Alimentación y la Salud Física (Blanco et al., 2016) integrada por 28 reactivos que evalúan conductas vinculadas al autocuidado en salud.

El instrumento se estructura en cinco factores:

1. Cuidado de la alimentación: evalúa la percepción de capacidad para mantener hábitos alimenticios saludables y regular adecuadamente la conducta alimentaria. (6 ítems),
2. Ejercicio físico; mide la confianza personal para realizar actividad física de manera constante y mantener conductas orientadas al acondicionamiento físico. (6 ítems),
3. Evitación del consumo de tabaco valora la capacidad percibida para rechazar o evitar conductas relacionadas con el tabaquismo y resistir la presión social asociada. (5 ítems),

4. Evitación del consumo de alcohol; evalúa la percepción de eficacia para controlar o limitar el consumo de bebidas alcohólicas y mantener conductas preventivas. (5 ítems)

5. Afrontamiento de problemas hace referencia a la capacidad percibida para resolver dificultades, manejar el estrés y afrontar situaciones adversas de manera adecuada (6 ítems).

La escala utiliza un formato Likert asistido por computadora, en el que los participantes indican, en un continuo de 0 a 10, el grado en que se perciben capaces de realizar cada conducta descrita, donde 0 representa "nada capaz" y 10 "absolutamente capaz".

El análisis psicométrico previo realizado por Blanco et al. (2016) reportó un ajuste adecuado del modelo de medición, así como adecuados niveles de consistencia interna, evidenciados mediante coeficientes alfa de Cronbach y omega superiores a .80 en todas las dimensiones evaluadas.

Procedimiento

Los estudiantes de las licenciaturas de Motricidad Humana, Entrenamiento Deportivo y Educación Física adscritas a la Facultad de Ciencias de la Cultura Física fueron invitados a participar de manera voluntaria. Quienes aceptaron firmaron la carta de consentimiento informado correspondiente. Posteriormente, el instrumento fue aplicado mediante una computadora personal, utilizando el módulo administrador del editor de escalas de ejecución típica, en sesiones con una duración aproximada de 30 minutos, realizadas en los laboratorios y centros de cómputo de la facultad. Al inicio de cada sesión se brindó una breve explicación sobre los objetivos del estudio y el procedimiento de acceso al cuestionario. Se enfatizó la importancia de responder con honestidad y se aseguró la confidencialidad de la información.

Las instrucciones para contestar se presentaron en las pantallas iniciales, antes del primer reactivo. Al concluir la aplicación, se agradeció la participación de los estudiantes. Esta investigación cumplió con los requerimientos éticos de la Ley General de Salud en materia de investigación, en México (Secretaría de Salud, 2024) y fue aprobado por la Secretaría de Investigación y Posgrado de la Facultad de Ciencias de la Cultura Física de la Universidad Autónoma de Chihuahua.

Una vez finalizado el proceso de recolección, los datos fueron recuperados mediante el módulo generador de resultados del editor de escalas, versión 2.0 (Blanco et al., 2013).

Análisis de datos

El análisis psicométrico se desarrolló en dos fases: 1) análisis factorial confirmatorio y 2) análisis de invarianza factorial, con el propósito de evaluar la adecuación del instrumento para la obtención de puntajes comparables de autoeficacia en mujeres y hombres universitarios.

El análisis factorial confirmatorio se llevó a cabo utilizando el programa AMOS versión 21 (Arbuckle, 2012). Las varianzas de los errores se especificaron como parámetros libres y, en cada factor latente, se fijó uno de los coeficientes estructurales en uno para definir la escala del constructo. Se empleó el método de Máxima Verosimilitud, atendiendo la recomendación de Thompson (2004) de contrastar diversos modelos teóricos y alternativos para identificar el mejor ajuste. Para evaluar la calidad del ajuste del modelo se consideraron índices absolutos, incrementales y de parsimonia (Gelabert et al., 2011). Entre los índices absolutos se incluyeron el estadístico chi-cuadrado (χ^2), el índice de bondad de ajuste (GFI), la raíz media cuadrática residual estandarizada (SRMR) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). Como índices incrementales se utilizaron el índice ajustado de bondad de ajuste (AGFI), el índice Tucker-Lewis (TLI) y el índice de ajuste comparativo (CFI).

Asimismo, se consideraron medidas de parsimonia como el índice de parsimonia normado (PNFI), el índice de bondad de ajuste parsimonioso (PGFI), la razón chi-cuadrado entre grados de libertad (χ^2/gl) y el criterio de información de Akaike (AIC).

Las propiedades psicométricas del instrumento se analizaron mediante análisis factorial confirmatorio (AFC) utilizando el método de máxima verosimilitud (ML). Para determinar un ajuste adecuado del modelo se establecieron los siguientes puntos de corte: valores del CFI, GFI, AGFI y TLI $\geq .90$; valores del SRMR y RMSEA $\leq .08$; y una razón $\chi^2/\text{gl} < 3$, considerados indicadores de ajuste aceptable (Escobedo et al., 2016; Triguero & Triguero-Sánchez, 2024). Adicionalmente, se consideró que las saturaciones factoriales de los ítems debían ser iguales o superiores a .70 para evidenciar una adecuada representatividad de los indicadores dentro de cada factor (Hair et al., 2019). Finalmente, se examinó la invarianza factorial de los modelos de medida siguiendo las directrices de Abalo et al. (2006), y se estimó la fiabilidad de cada dimensión mediante el alfa de Cronbach y el coeficiente omega (Revelle & Zinbarg, 2009).

Resultados

Análisis factoriales confirmatorios

Los resultados presentados en la Tabla 1 muestran que el modelo de medición de cinco factores, compuesto por 28 ítems, exhibe un ajuste adecuado en la muestra de mujeres. En particular, los índices de bondad de ajuste indican valores aceptables (GFI = .903; RMSEA = .055). Asimismo, las medidas de ajuste incremental y de parsimonia evidencian que este modelo presenta un desempeño significativamente superior al modelo independiente y un ajuste muy cercano al modelo saturado.

De manera consistente, el análisis factorial confirmatorio realizado en la muestra de hombres (Tabla 1) respalda igualmente la adecuación del modelo propuesto. Los indicadores obtenidos reflejan un ajuste satisfactorio (GFI = .903; RMSEA = .054), y las comparaciones basadas en los índices de ajuste incremental y de parsimonia confirman que el modelo de cinco factores supera de forma significativa al modelo independiente, mostrando además una estructura comparable a la del modelo saturado.

Tabla 1
Índices absolutos, incrementales y de parsimonia de los modelos generados en el análisis factorial confirmatorio para mujeres y hombres

Modelo	Índices absolutos			Índices incrementales			Índices de parsimonia	
	χ^2	GFI	RMSEA	AGFI	TLI	CFI	CMIN/DF	AIC
Solución factorial para las mujeres								
5 factores	936.285*	.903	.055	.881	.952	.958	2.846	1091.285
Saturado	0.000	1.000				1.000		812.000
Independiente	14957.058*	.190	.251	.130	.000	.000	39.569	15013.058
Solución factorial para los hombres								
5 factores	900.556*	.903	.054	.881	.950	.956	2.729	1052.556
Saturado	0.000	1.000				1.000		812.000
Independiente	13439.597	.160	.240	.098	.000	.000	35.554	13495.597

Nota: * $p < .05$; GFI = índice de bondad de ajuste; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación;

Nota: * $p < .05$; GFI = índice de bondad de ajuste; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; 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.

De acuerdo con los resultados presentados en la Tabla 2, en ambas muestras todos los ítems muestran cargas factoriales adecuadas en las dimensiones teóricas a las que pertenecen. Asimismo, se observan intercorrelaciones bajas a moderadas entre los factores, lo que aporta evidencia a favor de una adecuada validez discriminante del instrumento.

Las correlaciones factoriales oscilaron entre bajas y moderadas, mostrando asociaciones positivas entre las dimensiones evaluadas. Los factores relacionados con ejercicio físico, cuidado de la alimentación y afrontamiento de problemas presentaron las asociaciones más elevadas, lo que sugiere que mayores niveles de autoeficacia en un dominio de autocuidado tienden a relacionarse con mayores percepciones de competencia en otras conductas saludables.

Tabla 2
Soluciones estandarizadas análisis factorial confirmatorio en ambas muestras

Ítem	Mujeres					Hombres				
	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	.72					.74				
18.- Hacer ejercicio físico, a pesar de tener preocupaciones y problemas	.85					.86				
19.- Hacer ejercicio físico, a pesar de sentirme deprimido	.92					.85				
20.- Hacer ejercicio físico, a pesar de sentirme tenso	.91					.90				
21.- Hacer ejercicio físico, a pesar de sentirme cansado	.83					.79				
22.- Hacer ejercicio físico, a pesar de estar ocupado	.79					.75				
11.- Resistirme a comer cuando estoy ansioso o nervioso	.76					.71				
12.- Resistirme a comer cuando estoy deprimido o experimento un fracaso	.76					.77				
13.- Resistirme a comer cuando hay mucha comida disponible	.83					.73				
14.- Resistirme a comer cuando otros me están presionando para hacerlo	.79					.80				
15.- Resistirme a comer alimentos con muchas calorías aun cuando me gusten mucho	.74					.73				
16.- Resistirme a comer a pesar de que otros se molesten si yo no como	.73					.75				

23.- Funcionar lo más normalmente posible cuando tengo problemas o contratiempos en mi vida	.85	.78
24.- Que los problemas o contratiempos que tengo no afecten a mis emociones, relaciones u otras esferas de mi vida	.81	.78
25.- Afrontar eficazmente problemas o contrariedades en mi vida	.77	.79
26.- No sentirme tenso o ansioso cuando tengo problemas o contratiempos	.81	.79
27.- Prestar atención a otras cosas cuando tengo problemas o contrariedades	.84	.80
28.- Poner en marcha de manera efectiva todos los recursos que están a mi alcance para resolver un problema o contratiempos que tenga	.68	.78
1.- Evitar el consumo de tabaco a pesar de las presiones de mis amigos	.73	.72
2.- Controlarme y reducir mi consumo de tabaco	.85	.80
3.- Resistir la tentación de consumir tabaco en exceso cuando estoy deprimido o experimento un fracaso	.91	.89
4.- Resistirme a consumir tabaco cuando estoy ansioso o nervioso	.93	.91
5.- Controlarme y no consumir nada de tabaco	.87	.88
6.- Evitar el consumo de bebidas alcohólicas a pesar de las presiones de mis amigos	.79	.79
7.- Controlarme y reducir mi consumo de alcohol	.87	.85
8.- Resistir la tentación de beber en exceso cuando estoy deprimido o experimento un fracaso	.86	.83

9.- Resistirme a consumir bebidas alcohólicas cuando estoy ansioso o nervioso	.88	.86
10.- Controlarme y no beber nada de alcohol	.85	.80
Correlaciones Factoriales		
F1 Ejercicio físico	-	-
F2 Cuidado de la Alimentación	.57 -	.53 -
F3 Afrontamiento de problemas	.64 .51 -	.75 .60 -
F4 Evitación del consumo de tabaco	.21 .30 .21 -	.52 .43 .52 -
F5 Evitación del consumo de alcohol	.30 .41 .34 .64 -	.59 .52 .59 .66 -

Nota: * p < .05

Invarianza de la estructura factorial entre mujeres y hombres universitarios

Los índices de ajuste reportados en la Tabla 3 respaldan la equivalencia del modelo de medición básico entre las muestras de mujeres y hombres. Si bien el estadístico chi-cuadrado supera el valor esperado para aceptar la hipótesis de invarianza, otros indicadores de ajuste absoluto e incremental GFI = .903, CFI = .957, RMSEA = .038 y AIC = 2143.840 sugieren un ajuste adecuado, lo que permite aceptar el modelo base de invarianza, correspondiente al modelo sin restricciones.

Posteriormente, al imponer restricciones sobre las cargas factoriales, se evaluó la invarianza métrica. Los valores obtenidos (Tabla 3) indican que este nivel de invarianza es aceptable, ya que los índices de ajuste se mantienen dentro de rangos adecuados (GFI = .90; RMSEA = .038). De igual manera, tanto el criterio de información de Akaike (AIC = 2152.622) como el índice comparativo de ajuste (CFI = .95) presentan variaciones mínimas respecto al modelo previo. Conforme al criterio propuesto por Cheung y Rensvold (2002), que establece que una disminución en el CFI igual o menor a .01 entre modelos anidados es indicativa de invarianza factorial, la diferencia observada permite aceptar el modelo de invarianza métrica, concluyéndose que las cargas factoriales son equivalentes en ambas muestras.

Una vez establecida la invarianza métrica, se procedió a evaluar la invarianza factorial fuerte, incorporando restricciones en los interceptos. Los resultados muestran un ajuste aceptable para este modelo (Tabla 3), tanto en términos absolutos como en su comparación con el modelo de invarianza métrica. En este caso, la diferencia en el CFI fue de .005, el GFI alcanzó un valor de .892 y el RMSEA fue de .040. Estos resultados permiten aceptar la invarianza fuerte, lo que indica que los modelos evaluados son equivalentes tanto en sus coeficientes factoriales como en los interceptos, entre mujeres y hombres universitarios. No obstante, aunque los criterios basados en Δ CFI y RMSEA respaldan la equivalencia factorial entre grupos, el valor observado en el NFI para el modelo de invarianza fuerte fue inferior al esperado para un ajuste óptimo. Este resultado sugiere interpretar con cautela la equivalencia total entre hombres y mujeres, particularmente en relación con los interceptos del modelo.

Tabla 3
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	1839.840*	660	.903	.935	.957	.038	2143.840
Invarianza métrica	1894.622*	683	.900	.933	.956	.038	2152.622
Invarianza factorial fuerte	2064.205*	698	.892	.627	.951	.040	2292.205

Nota: * $p < .05$; GFI = índice de bondad de ajuste; NFI = índice de ajuste normado; CFI = índice de ajuste comparativo; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; AIC = criterio de Información de Akaike

Los factores identificados mediante los análisis factoriales confirmatorios presentan, en su mayoría, coeficientes de consistencia interna superiores a .90 en ambas muestras (mujeres y hombres), lo que refleja una adecuada fiabilidad de las subescalas. Este resultado resulta especialmente relevante si se considera el número reducido de ítems que conforma cada factor (Tabla 4). No obstante, estos coeficientes deben interpretarse con cautela, dado que su magnitud depende en parte del tamaño de la muestra y del número de ítems, por lo que no se interpretan como indicador de superioridad del instrumento.

Tabla 4
Coficiente omega y alfa para los factores obtenidos

Factor	Mujeres		Hombres	
	Ω	α	Ω	α
F1 Ejercicio físico	.93	.93	.92	.92
F2 Cuidado de la Alimentación	.89	.90	.88	.89
F3 Afrontamiento de problemas	.91	.90	.90	.90
F4 Evitación del consumo de tabaco	.93	.93	.92	.92
F5 Evitación del consumo de alcohol	.92	.93	.91	.91

Contrastes de medias de los factores entre mujeres y hombres

Una vez establecida la invarianza factorial, se procedió a estimar las diferencias en las medias latentes de los factores entre ambos grupos. Para ello, se tomó como grupo de referencia la muestra de hombres, fijando sus medias en cero, mientras que las medias correspondientes a la muestra de mujeres se estimaron de manera libre. Las restricciones necesarias sobre los coeficientes de regresión y los interceptos, requeridas para la comparación entre medias, fueron aplicadas automáticamente mediante el programa AMOS versión 21 (Arbuckle, 2012).

Los resultados de los contrastes indicaron que los hombres presentan niveles significativamente más altos de autoeficacia en los factores ejercicio físico (-0.834 , $p < .001$) y afrontamiento de problemas (-0.358 , $p < .001$). En contraste, las mujeres obtuvieron puntuaciones superiores en los factores evitación del consumo de tabaco (0.323 , $p < .001$) y evitación del consumo de alcohol (0.362 , $p < .001$). Por su parte, no se identificaron diferencias estadísticamente significativas entre ambos grupos en el factor cuidado de la alimentación.

Conclusiones y Discusión

A partir de los resultados obtenidos y considerando que el objetivo central del presente estudio fue examinar la estructura factorial y la invarianza de medición de la Escala de Autoeficacia en el Cuidado de la Alimentación y la Salud Física en estudiantes universitarios hombres y mujeres es posible derivar varias conclusiones relevantes.

En primer lugar, los análisis factoriales confirmatorios realizados en ambas muestras evidenciaron que el modelo teórico de cinco factores y 28 ítems presenta un ajuste aceptable, lo cual es congruente con los hallazgos reportados previamente por Blanco y colaboradores (2016). Asimismo, las cargas factoriales estandarizadas obtenidas fueron, en términos generales, adecuadas, lo que respalda la correcta representación de los ítems dentro de sus respectivas dimensiones. Adicionalmente, las correlaciones positivas y estadísticamente significativas entre los factores sugieren que la autoeficacia percibida en un dominio específico del autocuidado en salud tiende a asociarse con niveles más altos de autoeficacia en los demás dominios evaluados.

En segundo término, los cinco factores mostraron índices satisfactorios de consistencia interna, lo que aporta evidencia adicional sobre la fiabilidad del instrumento y su idoneidad para evaluar la autoeficacia percibida en distintas conductas relacionadas con la salud en población universitaria.

De manera complementaria, los resultados derivados del análisis de invarianza factorial entre mujeres y hombres indicaron una elevada congruencia en la estructura del modelo, lo que respalda la equivalencia de medición entre ambos grupos. Estos hallazgos constituyen una evidencia sólida de validación cruzada y sugieren que la estructura factorial del instrumento es estable y consistente, al menos en las muestras analizadas, hasta que nuevas investigaciones indiquen lo contrario. Aunque los análisis de invarianza factorial mostraron resultados generalmente favorables, es importante considerar que el índice NFI correspondiente al modelo de invarianza fuerte presentó un valor inferior a los puntos de corte habitualmente recomendados. Si bien algunos autores sugieren priorizar indicadores como el ΔCFI y el RMSEA para la evaluación de modelos anidados, especialmente en muestras amplias, este hallazgo indica que la equivalencia entre grupos no debe interpretarse como absoluta. En consecuencia, los resultados obtenidos aportan evidencia parcial de estabilidad factorial entre mujeres y hombres universitarios, pero se recomienda continuar evaluando el comportamiento del instrumento en diferentes muestras y contextos.

Por otra parte, las comparaciones de medias latentes revelaron diferencias significativas entre los grupos. En particular, las mujeres presentaron mayores niveles de autoeficacia en los factores relacionados con la evitación del consumo de tabaco y alcohol, mientras que los hombres obtuvieron puntuaciones superiores en los factores de ejercicio físico y afrontamiento de problemas. Estos resultados parecen indicar que las mujeres se perciben más capaces de resistir el consumo de sustancias ante situaciones de presión social o estados emocionales adversos, como la ansiedad, la depresión o el fracaso, mientras que los hombres manifiestan una mayor percepción de competencia en la práctica de ejercicio físico y en el manejo eficaz de dificultades y contratiempos.

El presente estudio presenta algunas limitaciones que deben considerarse. En primer lugar, el uso de un muestreo no probabilístico por conveniencia limita la generalización de los resultados. Asimismo, la muestra estuvo conformada exclusivamente por estudiantes de Ciencias de la Cultura Física, quienes posiblemente poseen mayores conocimientos y experiencias relacionadas con hábitos saludables, lo que podría influir en sus percepciones de autoeficacia. Adicionalmente, el diseño transversal impide evaluar la estabilidad temporal del instrumento. Finalmente, aunque la escala podría resultar útil en otros contextos, las propiedades psicométricas reportadas corresponden únicamente a población universitaria no clínica.

En conjunto, el análisis de las propiedades psicométricas sugiere que la estructura penta factorial de la escala es viable, adecuada y coherente con los criterios psicométricos establecidos para instrumentos de autorreporte. En conjunto, los resultados obtenidos aportan evidencia favorable sobre la estructura factorial, consistencia interna e invarianza de la escala en estudiantes universitarios mexicanos. Sin embargo, los hallazgos deben interpretarse considerando las limitaciones metodológicas del estudio y el carácter específico de la muestra evaluada. En consecuencia, se recomienda continuar acumulando evidencia de validez en otros grupos poblacionales, contextos académicos y muestras clínicas antes de generalizar ampliamente el uso del instrumento. Atendiendo tanto a criterios estadísticos como sustantivos, el modelo evaluado mostró indicadores satisfactorios de ajuste, fiabilidad y validez. No obstante, se considera necesario continuar realizando estudios adicionales que permitan confirmar, ampliar o contrastar los resultados obtenidos en la presente investigación, particularmente en otros contextos y poblaciones.

Declaración de Uso de Inteligencia Artificial

El presente manuscrito utilizó la herramienta de inteligencia artificial ChatGPT (OpenAI) exclusivamente con fines de mejora en la redacción, gramática y claridad del texto. No se empleó para la generación de contenido científico, análisis de datos ni interpretación de resultados. Los autores revisaron y validaron de manera crítica todas las sugerencias proporcionadas por la herramienta, asegurando la precisión, originalidad y responsabilidad del contenido final.

Referencias

1. Abalo, J., Lévy, J., Rial, A., & Varela, J. (2006). Invarianza factorial con muestras múltiples. En J. Lévy (Ed.), *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales* (pp. 259–278). Netbiblo.
2. Arbuckle, J. L. (2012). *IBM SPSS Amos 21 user's guide*. IBM Corp.
3. Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. Freeman.
4. Bandura, A. (2006). Guide for constructing self-efficacy scales. En F. Pajares & T. Urdan (Eds.), *Self-efficacy beliefs of adolescents* (pp. 307–337). Information Age Publishing.
5. Bandura, A., Barbaranelli, C., Caprara, G. V., & Pastorelli, C. (1996). Multifaceted impact of self-efficacy beliefs on academic functioning. *Child Development*, 67(3), 1206–1222.
6. Blanco, H. (2010). *Autoeficacia percibida en conductas académicas y cuidado de la salud en alumnos de primer ingreso a la Universidad Autónoma de Chihuahua* [Tesis doctoral, Universidad de Granada].
7. Blanco, H., Ornelas, M., Tristán, J. L., Cocca, A., Mayorga-Vega, D., & López-Walle, J. (2013). Editor for creating and applying computerised surveys. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 106, 935–940. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.12.105>

8. Blanco, J. R., Ornelas, M., Vicianá, J., & 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. [1. Abalo, J., Lévy, J., Rial, A., & Varela, J. \(2006\). Invarianza factorial con muestras múltiples. En J. Lévy \(Ed.\), Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales \(pp. 259–278\). Netbiblo.](https://doi.org/10.1016/j.nuh.2016.03.001)
2. Arbuckle, J. L. (2012). *IBM SPSS Amos 21 user's guide*. IBM Corp.
3. Bandura, A. (1997). Self-efficacy: The exercise of control. Freeman.
4. Bandura, A. (2006). Guide for constructing self-efficacy scales. En F. Pajares & T. Urdan (Eds.), *Self-efficacy beliefs of adolescents* (pp. 307–337). Information Age Publishing.
5. Bandura, A., Barbaranelli, C., Caprara, G. V., & Pastorelli, C. (1996). Multifaceted impact of self-efficacy beliefs on academic functioning. *Child Development*, 67(3), 1206–1222.
6. Blanco, H. (2010). Autoeficacia percibida en conductas académicas y cuidado de la salud en alumnos de primer ingreso a la Universidad Autónoma de Chihuahua [Tesis doctoral, Universidad de Granada].
7. Blanco, H., Ornelas, M., Tristán, J. L., Cocca, A., Mayorga-Vega, D., & López-Walle, J. (2013). Editor for creating and applying computerised surveys. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 106, 935–940. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.12.105>
9. Bray, S. R., Gyurcsik, N. C., Culos-Reed, S. N., Dawson, K. A., & Martin, K. A. (2001). An exploratory investigation of the relationship between proxy efficacy, self-efficacy and exercise attendance. *Journal of Health Psychology*, 6(4), 425–434. <https://doi.org/10.1177/135910530100600405>
10. Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2nd ed.). Routledge.
511. Calderón, J. L., Laca, F., & Pando, M. (2017). La autoeficacia como mediador entre el estrés laboral y el bienestar. *Psicología y Salud*, 27(1), 71–78.
12. Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233–255. https://doi.org/10.1207/s15328007SEM0902_5
13. Dębska-Janus, M., Rozpara, M., Muchacka-Cymerman, A., Dębski, P., & Tomik, R. (2025). Health behaviors in the context of optimism and self-efficacy—The role of gender differences. *Behavioral Sciences*, 15(5), 626. <https://doi.org/10.3390/bs15050626>
14. Egele, V. S., Klopp, E., & Stark, R. (2025). An empirical ranking of the importance of the sources of self-efficacy for physical activity. *Health Psychology and Behavioral Medicine*, 13(1). <https://doi.org/10.1080/21642850.2025.2567322>
15. Escobedo, M. T., Hernández, J. A., Estebané, V., & Martínez, G. (2016). Modelos de ecuaciones estructurales: Características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia & trabajo*, 18(55), 16–22. <https://doi.org/10.4067/S0718-24492016000100004>
16. Forsyth, A. D., & Carey, M. P. (1998). Measuring self-efficacy in the context of HIV risk reduction. *Health Psychology*, 17(6), 559–568. <https://doi.org/10.1037/0278-6133.17.6.559>
17. Gelabert, E., García-Esteve, L., Martín-Santos, R., Gutiérrez, F., Torres, A., & Subirà, S. (2011). Psychometric properties of the Spanish version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in women. *Psicothema*, 23(1), 133–139.
18. Grembowski, D., Patrick, D., Diehr, P., Durham, M., Beresford, S., & Kay, E. (1993). Self-efficacy and health behavior among older adults. *Journal of Health and Social Behavior*, 34(2), 89–104. <https://doi.org/10.2307/2137237>

19. Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). Cengage.
20. Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford Press.
21. Montero, I., & León, O. (2005). Sistema de clasificación del método en los informes de investigación en psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(1), 115–127.
22. Nápoles, N., Blanco, H., & Jurado, P. J. (2022). La autoeficacia y su influencia en la insatisfacción de la imagen corporal: revisión sistemática. *Psicología y Salud*, 32(1), 57–70. <https://doi.org/10.25009/pys.v32i1.2711>
23. Ornelas, M., Blanco, H., Rodríguez, J. M., & Flores, F. J. (2011). Análisis psicométrico de la escala de autoeficacia en conductas de cuidado de la salud física en universitarios de primer ingreso. *Formación Universitaria*, 4(6), 21–34. <https://doi.org/10.4067/S0718-50062011000600004>
24. Prestwich, A., Kellar, I., Parker, R., MacRae, S., Learmonth, M., Sykes, B., Taylor, N., & Castle, H. (2014). How can self-efficacy be increased? Meta-analysis of dietary interventions. *Health Psychology Review*, 8(3), 270–285. <https://doi.org/10.1080/17437199.2013.813729>
25. Revelle, W., & Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega, and the GLB. *Psychometrika*, 74(1), 145–154. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9102-z>
26. Schwarzer, R. (1992). Self-efficacy in the adoption and maintenance of health behaviors. En R. Schwarzer (Ed.), *Thought control of action* (pp. 217–243). Hemisphere Publishing Corporation.
27. Secretaría de Salud. (2024). Reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación para la Salud. Diario Oficial de la Federación. <https://salud.gob.mx/unidades/cdi/nom/compi/rlgsmis.html>
28. Soto, P. D., & Villagrán, G. (2014). Autoeficacia en alimentación prescrita en mujeres embarazadas con diabetes. *Revista Interamericana de Psicología*, 48(1), 13–22.
29. Sheeran, P., Klein, W. M. P., & Rothman, A. J. (2017). Health behavior change: Moving from observation to intervention. *Annual Review of Psychology*, 68, 573–600. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-010416-044007>
30. Triguero, M., & Triguero-Sánchez, R. (2024). *Modelos de Ecuaciones Estructurales con AMOS. Manual práctico para el empleo de AMOS*. Independently published.
31. Thompson, B. (2004). *Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications*. American Psychological Association.
32. Villamarín, F. (1990). Papel de la autoeficacia en los trastornos de ansiedad y depresión. *Análisis y Modificación de Conducta*, 16(47), 55–79.
33. Zhao, M., Xin, Y., Ni, W., Liu, Q., Ding, Y., Zhang, S., et al. (2024). Self-efficacy and healthy lifestyle behaviors as mediators between COVID-19 care knowledge and health status. *Scientific Reports*, 14(1), 30980. <https://doi.org/10.1038/s41598-024-82099-y>