

Nuevo análisis psicométrico de la Escala de Autorregulación de la Actividad Física en universitarios mexicanos: estructura interna y versión breve

New psychometric analysis of the Physical Activity Self-Regulation Scale in Mexican college students: internal structure and short version

*Sergio Domínguez-Lara, **Raúl Alberto Zavaleta Abad, ***Yolanda Campos Uscanga, ****Luis Eduardo Del Moral Trinidad

*Universidad de San Martín de Porres (Perú), **Benemérita Universidad Autónoma de Puebla (México), ***Universidad Veracruzana (México) ****Universidad de Guadalajara (México)

Resumen. El objetivo de esta investigación fue analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Autorregulación de la Actividad Física (EAAF), así como de su versión breve, en estudiantes universitarios mexicanos. Participaron 472 estudiantes de universidades públicas mexicanas (mujeres = 57.1%; $M_{\text{edad}} = 21.447$ años; $DT_{\text{edad}} = 3.405$ años). Los resultados respaldan una estructura unidimensional de la EAAF y de su versión breve, así como una asociación positiva con la autorregulación de los hábitos alimentarios y el bienestar psicológico, y un grado aceptable de invarianza de medición según el sexo. Asimismo, la fiabilidad del constructo y de las puntuaciones alcanzó magnitudes elevadas. Se concluye que la EAAF y su versión breve presentan propiedades psicométricas adecuadas.

Palabras clave: autorregulación, actividad física, validez, fiabilidad, invarianza de medición.

Abstract. The purpose of this research was to analyze the psychometric properties of the Physical Activity Self-Regulation Scale (PASRS), as well as its short version, in Mexican College students. A sample of 472 Mexican college students from different public universities (female = 57.1%; $M_{\text{age}} = 21.447$ years; $SD_{\text{age}} = 3.405$ years) was used. Results supported an unidimensional structure of the PASRS and for their short version. A positive association with the self-regulation of eating habits and psychological wellbeing was found, and an acceptable degree of measurement invariance regarding to sex. Likewise, the construct reliability and scores reliability reached high magnitudes. It is concluded that the PASRS and its short version have adequate psychometric properties.

Keywords: self-regulation, physical activity, validity, reliability, measurement invariance.

Introducción

La actividad física (AF) moderada o intensa disminuye la probabilidad de contraer enfermedades infecciosas o respiratorias como la COVID-19 (Trujillo-Gittermann et al., 2021). Sin embargo, durante la pandemia, la AF disminuyó debido a las medidas de confinamiento en casa decretadas en diversos países, entre las que se encontraban el cierre de lugares destinados a la AF como gimnasios y unidades deportivas, lo que repercutió negativamente en el bienestar de las personas, principalmente porque se reportó un aumento en el consumo de alimentos (Khan & Smith, 2020) y una menor realización de AF (Wilke et al., 2021).

Desde una perspectiva biológica, el encierro y la disminución de la AF genera estrés tanto psíquico como fisiológico, aumentando el cortisol y disminuyendo los

linfocitos, deprimiendo así el sistema inmunológico (Trujillo-Gittermann et al., 2021). En consecuencia, la ausencia de AF durante el confinamiento y el distanciamiento social disminuyeron las adaptaciones fisiológicas, mecánicas, anatómicas y cognitivas logradas con la AF (Villaquiran-Hurtado et al., 2020). Esto es importante porque algunos pacientes que enferman de la COVID-19 son inactivos físicamente, poseen capacidad cardiorrespiratoria baja y presentan alteraciones metabólicas, lo que empeora el pronóstico de su salud (Gómez-Chávez et al. 2022; Trujillo-Gittermann et al., 2021).

Pese a esto, la población es cada vez más sedentaria, por lo que abordar los factores que propician la AF es fundamental para el desarrollo de estrategias que permita mejorar la salud de la población. Por tal motivo, un aspecto clave es la autorregulación, que se refiere a los procesos internos enfocados a dirigir los comportamientos a lo largo del tiempo, en contextos dinámicos y de forma selectiva para cada tarea hacia el logro de los objetivos, recurriendo para ello a pensamientos, afec-

tos y motivación (Karoly, 1993). De este modo, se basa en establecer objetivos personales a corto plazo y adoptar estrategias para alcanzarlos, monitorear el desempeño mediante indicadores, reestructurar el ambiente físico y social para que facilite el alcance de dichos objetivos. Además, es necesario administrar eficientemente el tiempo, aplicar métodos de autoevaluación, atribuir causas a resultados, y adaptar los métodos y estrategias empleados (Zimmerman, 2002). Este proceso opera mediante tres subfunciones principales: comienza con la autoobservación del comportamiento en un contexto determinado, aunado a la autoeficacia. Luego de ello, la persona autoevalúa sus conductas según las metas establecidas, y finalmente la persona lleva a cabo estrategias motivacionales para alcanzar las metas (autorreacción) (Campos-Uscanga et al., 2015). Esto implica que la interacción de factores personales y ambientales en cada una de las subfunciones es determinante para entender por qué algunas personas logran regular sus comportamientos (Bandura, 1986). No obstante, si bien a nivel teórico se hace una distinción entre las tres subfunciones (autoobservación, autoevaluación y autorreacción), en términos prácticos la autorregulación se constituye como proceso integrado (Bandura, 1991).

Existe evidencia de que la autorregulación se asocia con la AF (Ahn et al., 2016), configurándose la *autorregulación de la actividad física* (AAF), que es un proceso basado en la retroalimentación constante donde la persona compara el estado físico real con el estado físico deseado y, en la medida que avanza, adapta sus actividades para evitar desviaciones de la meta y potenciar los resultados (Carver & Scheier, 2016). Por el contrario, las personas que presentan baja AAF, independiente de sus indicadores antropométricos, desarrollan problemas de salud relacionados con el peso y la composición corporal como el sobrepeso y la obesidad (Del Moral-Trinidad et al., 2021). Por otro lado, las personas que presentan índice de masa corporal (IMC) normal tienen una mayor AAF en comparación a quienes presentan obesidad (Campos-Uscanga et al., 2017a, 2017b). Lo mencionado previamente podría explicarse por la influencia de la AAF sobre la *autorregulación de los hábitos alimentarios* (AHA), ya que en su conjunto facilitan la adopción de conductas más saludables (Campos-Uscanga et al., 2017a) porque la AAF precede a la AHA al permitir un mayor control en la pérdida de peso y contribuye también al mantenimiento de esta pérdida (Annesi et al., 2015) ya que se ejecutarían todos los procesos que incluye la autorregulación. Por ejemplo, altos nive-

les de AAF mostraron cambios positivos en la AHA en el periodo de un año (Andrade et al., 2010). Estos resultados refuerzan el argumento de que la AF puede preceder a la pérdida de peso debido a sus efectos en comportamientos clave de la conducta alimentaria como la restricción de alimentos procesados, el aumento de la motivación y cambios positivos en la percepción de la autoimagen (Annesi et al., 2015; Andrade et al., 2010).

Asimismo, la AF y la alimentación se relacionan con el bienestar psicológico (BP) del individuo (Kang et al., 2020), la percepción de mejor calidad de vida (Mastrantonio-Ramos & Coduras, 2022), menores niveles de ansiedad (Sanchis-Soler et al., 2022), así como con mayores niveles de vitalidad y autoestima (Molina-García et al., 2011), lo que permite al individuo adoptar y conservar conductas saludables.

Otros factores asociados con bajos niveles de AF son la edad, las conductas sedentarias, vivir con sobrepeso u obesidad, el consumo excesivo de alimentos no saludables y destinar una mayor cantidad de horas al estudio, aunque estos resultados se han observado principalmente en hombres (Concha-Cisternas et al., 2018), por lo que el sexo de la persona se debe considerar al momento de evaluar la AF.

En este orden de ideas, en México y Latinoamérica existen diferencias entre hombres y mujeres sobre los motivos para hacer o no AF asociadas con los roles tradicionales de género. Por ejemplo, los hombres tienden a realizar AF relacionada con el desarrollo de la fuerza física, competencia y colaboración, así como el disfrute propio de la actividad (Gonçalves & Martínez, 2018; Práxedes et al., 2016), por lo que prefieren deportes como el fútbol, baloncesto, fisicoculturismo y artes marciales. Por otro lado, las mujeres realizan AF por motivos relacionados con el control del peso o la apariencia física (Del Moral-Trinidad et al., 2021; Gonçalves & Martínez, 2018), inclinándose por actividades de disfrute y bienestar, tanto individuales como grupales, como el atletismo, danza y natación (Gonçalves & Martínez, 2018). Adicionalmente algunos estereotipos asociados al sexo en diversos contextos culturales limitan que hombres y mujeres realicen actividades similares (Godoy-Cumillaf et al. 2021). Esta situación podría sesgar la evaluación con instrumentos que valora la AAF en hombres y mujeres debido a que los objetivos de la AF, así como la motivación para realizarla, difieren entre los grupos.

En la revisión de literatura se encontró que en México se analizaron las propiedades psicométricas del Cuestionario de autoeficacia para regular el ejercicio en es-

tudiantes universitarios (Fuentes & González, 2020), que resulta muy útil ya que niveles altos de autoeficacia se relacionan con mayor AF (Ortiz-Romero et al., 2022), sin embargo, solo es una parte del proceso de autorregulación. De este modo, solo existe un instrumento para este fin, la Escala de Autorregulación de la Actividad Física (EAAF) en estudiantes universitarios (Campos-Uscanga et al. 2016b), que fue creada en México y obtuvo evidencias favorables de validez con relación al contenido de los ítems, y luego de ejecutar un análisis factorial, se obtuvo una versión provisional de 21 ítems.

Posteriormente, como parte del mismo estudio (Campos-Uscanga et al., 2016b) se administró a una segunda muestra, y en el marco del análisis de las evidencias de validez respecto a su estructura interna mediante análisis factorial se utilizó el método de extracción por mínimos cuadrados no ponderados con rotación oblicua (Promax) logrando una versión final de 12 ítems distribuidos en tres dimensiones (autorreacción, autoobservación y autoevaluación), reportándose además coeficientes de fiabilidad adecuados para escala total ($\alpha = .846$) y los dos primeros factores ($\alpha_{\text{autorreacción}} = .824$; $\alpha_{\text{autoobservación}} = .774$), pero no para el tercero ($\alpha_{\text{autoevaluación}} = .686$). Sin embargo, algunos ítems mostraron cargas factoriales significativas en dos o tres dimensiones, lo que estaría asociado al método para determinar el número de factores, *valor Eigen mayor que la unidad*, el cual no es el más recomendado porque tiende a sobreestimar la cantidad de factores a extraer. Del mismo modo, si bien se reportó una estrategia de validez relevante (orientado a la estructura interna), queda pendiente la implementación de procedimientos adicionales orientados a recabar mayor evidencia acerca de su calidad métrica.

Con base en lo expuesto, los objetivos del presente estudio fueron analizar la estructura interna de la EAAF, obtener una versión breve y analizar la invarianza de medición según el sexo, así como su relación con la AHA y el BP.

Se debe considerar que la creación de un instrumento de evaluación psicológica supone un esfuerzo que merece ser resaltado, pero es recomendable la revisión periódica de sus propiedades psicométricas porque se podrían tomar decisiones que afecten la validez de los ítems o la estructura de la escala, especialmente en los casos donde existen inconsistencias con la teoría. Por ejemplo, la sobreestimación de la cantidad de factores podría sugerir la multidimensionalidad de un instrumento esencialmente unidimensional. En ese sentido, se busca complementar los avances presentados en el artí-

culo seminal (Campos-Uscanga et al., 2016b) con algunos procedimientos que podrían brindar información relevante sobre la estructura interna, tal el análisis factorial confirmatorio y bifactor. Este último es importante porque evalúa la fortaleza de un factor general (FG) que explicaría la varianza de todos los ítems de forma significativa, y resulta especialmente útil cuando se observa una elevada asociación entre las dimensiones de una escala (Rodríguez et al., 2016). Asimismo, si los ítems reflejan información similar se debe contemplar la posibilidad de extraer una versión breve y de ese modo minimizar el tiempo de evaluación, favorecer la colaboración de los examinados, y disminuir la probabilidad de que brinden respuestas aleatorias a ítems de contenido muy similar. Esto facilitará, a su vez, la evaluación del constructo en estudios de mayor envergadura que requieran la evaluación de más de una variable.

También se analizó el grado de invarianza porque es necesario contar con una versión que evalúe de forma equitativa el constructo entre hombres y mujeres ya que los factores culturales descritos anteriormente podrían afectar la medición y de ese modo evitar interpretaciones sesgadas.

Desde el punto de vista del grupo objetivo, es necesario evaluar la AAF en universitarios porque el proceso de adaptación que viven afecta tanto a los estudiantes de nuevo ingreso como a los más antiguos. En el caso de los ingresantes, estos inician su tránsito a la universidad desde puntos muy diversos, cada uno con sus propios antecedentes personales, familiares, académicos y de bienestar físico y mental, y la AF disminuye considerablemente debido al cambio de hábitos, comportamiento y actividades (Práxedes et al., 2016). Del mismo modo, afecta a los estudiantes continuadores porque existe un progresivo desarrollo de la independencia, la autonomía y la responsabilidad propia, consolidándose la personalidad y en algunos casos la independencia del núcleo familiar. Adicionalmente, se aprecia un proceso de exploración de identidades, inestabilidades, autoenfoco y autoexploraciones en el área académica, trabajo y vida personal (López-Madrigal et al., 2021). Asimismo, como consecuencia de lo anterior aparecen cambios en el estilo de vida e indicadores antropométricos, que en algunos casos pueden estar determinando los niveles de AAF.

Material y método

Diseño

La investigación se basa en un diseño instrumental,

donde se estudió las propiedades psicométricas de la Escala de Autorregulación de la Actividad Física (Ato et al., 2013).

Participantes

El tamaño de muestra se determinó considerando 10 personas por ítem (Velicer & Fava, 1998). La EAAF en su versión extensa contiene 37 ítems, dando un cálculo total de 370 participantes. Participaron 472 estudiantes de universidades públicas de la República Mexicana (57.1% mujeres) entre 18 y 35 años ($M = 21.447$ años; $DT = 3.405$). La mayoría reside en el Estado de Veracruz (56%), seguido de Puebla (12%), Ciudad de México (10%) y el resto de otros estados. El 72% de los participantes reportaron no tener un trabajo y el 94% ser solteros. Se incluyeron estudiantes de todos los semestres y áreas académicas. En ese sentido, el tamaño de muestra utilizado fue adecuado con base en las características del modelo: tres dimensiones, con más de ocho ítems por factor, y cargas esperadas mínimas de .50 (Wolf et al., 2013).

Instrumentos

Escala de Autorregulación de la Actividad Física (Campos-Uscanga et al., 2016b). Está compuesta por 37 ítems en escala tipo Likert de cinco puntos (nunca, raras veces, algunas veces, generalmente y siempre) que evalúa originalmente tres dimensiones de la AAF: autorreacción, autoobservación, y autoevaluación.

Escala de Autorregulación de Hábitos Alimentarios (Campos-Uscanga et al., 2015). Consta de 14 reactivos en escala tipo Likert agrupados en tres dimensiones: autorreacción, autoobservación y autoevaluación. Con los datos del presente estudio se encontraron indicadores aceptables de fiabilidad para autoobservación ($\alpha = .653$), autoevaluación ($\alpha = .723$) y autorreacción ($\alpha = .892$).

Escala de Bienestar Psicológico (Ryff & Keyes, 1995). Se usó la versión validada para población universitaria mexicana (Dominguez-Lara et al., 2019) basada en la versión en español (Díaz et al., 2006). Esta versión evalúa el BP de forma unidimensional con 19 ítems con un formato de respuesta Likert de seis puntos (desde *totalmente de acuerdo*, hasta *totalmente en desacuerdo*). En el presente estudio se encontró un coeficiente de confiabilidad elevado ($\alpha = .949$)

Procedimiento de recolección de información

Todos los cuestionarios y el consentimiento infor-

mado fueron generados, contestados y capturados en línea, utilizando la plataforma de Google Formularios. Se llevó a cabo un breve estudio piloto durante los meses de noviembre y diciembre del 2020 con 26 estudiantes universitarios ($M_{edad} = 22.69$ años), pertenecientes a una universidad pública de Veracruz, donde se concluyó que la versión online de los instrumentos era adecuada, el tiempo promedio de respuesta fue de 20 minutos, y todas las preguntas fueron comprensibles.

La recolección de los datos se realizó mediante la difusión del enlace que contenía los cuestionarios en diferentes grupos de estudios y páginas oficiales de universidades mexicanas en la red social *Facebook*. El cuestionario de datos personales indagaba sobre lugar y universidad de procedencia. Una vez alcanzada la muestra total de participantes, se descargó la base de datos en una hoja de Microsoft Office Excel.

Consideraciones éticas

El proyecto de investigación en el que se enmarca este reporte fue aprobado por el Comité de Ética de la Universidad Veracruzana con código de registro CEI-ISP-R04/2020. El enlace que respondieron los estudiantes contaba con un consentimiento que incluía el objetivo del estudio, características esperadas de la persona que responde, el carácter voluntario del estudio, riesgos y beneficios, así como un recordatorio de que tienen el derecho a retirarse del estudio en cualquier momento. De forma complementaria, se proporcionaron los datos de contacto del responsable de la investigación con la finalidad de responder cualquier duda.

Análisis estadístico y psicométrico

Análisis descriptivo. De forma preliminar se analizó la aproximación a la normalidad univariada con los ítems de la EAAF, considerando la magnitud de la asimetría y curtosis de cada ítem (Entre -1 y 1), así como la normalidad multivariada con el coeficiente de curtosis de Mardia (G_2) donde magnitudes por debajo de 70 indicarían que no hay un alejamiento significativo de la normalidad.

Evidencias de validez con respecto a la estructura interna. Se evaluaron tres modelos de medición: un modelo de tres factores oblicuos (M1), un modelo bifactor que postula la existencia de un FG y tres factores específicos ortogonales entre sí (M2), y un modelo unidimensional (M3). Se usó el método de estimación WLSMV con matrices policóricas debido a que los ítems de la EAAF son medidas ordinales.

Para valorar los modelos de la EAAF se consideró

los índices de ajuste como el CFI ($> .90$), el RMSEA en su estimación puntual ($< .08$) y por intervalo, ya que se valora como adecuado si el límite superior de su intervalo de confianza (IC) es menor que $.10$, y el WRMR (< 1.00). También se consideró la magnitud de cargas factoriales ($> .50$) y de las correlaciones interfactoriales, ya que asociaciones mayores que $.80$ indicarían que los factores no se encuentran completamente diferenciados.

En el caso del modelo bifactor, la fortaleza del FG se evaluó con el omega jerárquico general (ω_h) y la varianza común explicada por el FG (ECV), así como sus contrapartes aplicadas a los factores específicos, como el omega jerárquico (ω_{hs}) y la varianza explicada por dimensión (ECV-S). De este modo, los valores mayores que $.70$ y $.60$ para el ω_h y el ECV, respectivamente, permiten concluir sobre la presencia significativa del FG (Rodríguez et al., 2016), mientras que valores menores que $.30$ para el ω_{hs} lo reafirman.

Después de elegir el mejor modelo, se eliminaron progresivamente los ítems de la EAAF con cargas factoriales menores que $.50$ para obtener una versión definitiva. Luego se modelaron de forma consecutiva las correlaciones entre residuales con mayor relevancia según los *índices de modificación* (IM), ya que valores estadísticamente significativos ($p < .05$) podrían indicar la presencia de algún tipo de mala especificación, en este caso asociadas a una correlación entre residuales, lo que es importante porque las malas especificaciones afectan la calidad métrica del instrumento.

Confiabilidad. En esta versión inicial de la EAAF se estimó la fiabilidad de las puntuaciones mediante el coeficiente α y sus IC obtenidos con el método Fisher, y la fiabilidad del constructo con el coeficiente omega y sus IC obtenidos con el método *bias-corrected bootstrap* (Asparouhov & Muthén, 2021), antes y después de implementar las correlaciones entre residuales descritas anteriormente. En esta circunstancia, se calculó el impacto de la correlación entre residuales sobre el coeficiente omega (Raykov, 2001) incluyendo sus IC con el método bootstrap mencionado anteriormente. Un procedimiento similar se realizó con el coeficiente α (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2017).

Elaboración de la versión breve. La versión breve de la EAAF se configuró con los ítems con cargas factoriales mayores que $.80$, y se eliminaron progresivamente aquellos ítems que no alcanzaban esa magnitud. El objetivo fue maximizar la fiabilidad del constructo, hacer más sensible al modelo a la presencia de malas especificaciones al elevar la exigencia de las cargas

factoriales (Heene et al., 2011), minimizar el potencial impacto de la correlación entre residuales sobre la fiabilidad del constructo y, en consecuencia, reducir la influencia del error de medición en las estimaciones estadísticas en futuras investigaciones. También se analizó la multicolinealidad de los ítems inspeccionando las correlaciones entre ellos, y se determinó su existencia si estas fueron mayores que $.90$. En esta versión también se implementaron las correlaciones entre residuales asociadas a IM estadísticamente significativos, y se evaluó el impacto de estos nuevos parámetros sobre el coeficiente α y sobre el coeficiente ω .

Una vez definida la versión breve de la EAAF se analizó su equivalencia con la versión extensa mediante la correlación de Pearson, pero al tener ítems en común se implementó una corrección (Levy, 1967). Entonces, una correlación corregida mayor que $.70$ permite concluir sobre la equivalencia entre las dos versiones.

Invarianza de medición. Posteriormente se evaluó la invarianza de medición de la versión breve de la EAAF entre hombres y mujeres. Inicialmente se evaluó la invarianza configural (estructura interna), métrica (cargas factoriales), fuerte (*thresholds* o umbrales) y estricta (residuales). Para concluir a favor de un grado aceptable de invarianza se esperó un cambio no significativo en el CFI ($\Delta CFI \leq .01$) y RMSEA ($\Delta RMSEA \leq .015$). De forma complementaria se analizó desde un enfoque de magnitud del efecto (ME) comparando la información del análisis factorial de cada grupo (Pornprasertmanit, 2014), y se usaron los estadísticos de Cohen para ello: estadísticos q menores que $|.10|$ indican que no existen diferencias entre grupos respecto a las cargas factoriales. Asimismo, d menores que $|.20|$ informan similitud de los *thresholds*, y estadísticos h menores que $|.10|$ indican que los residuales no difieren entre grupos (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2019).

Evidencias de validez convergente de la EAAF. Esta evidencia se obtuvo por medio de su asociación con el BP y la autorregulación de los hábitos alimentarios. Para ello se usó el coeficiente de correlación de Pearson: correlación baja entre $.20$ y $.50$; moderada entre $.50$ y $.80$; y alta si es mayor que $.80$. Adicionalmente, se evaluó si la asociación entre la versión extensa y los criterios externos (bienestar y autorregulación de los hábitos alimentarios) es similar a la asociación de estos últimos con la versión breve. Por ejemplo, si la correlación entre bienestar y AAF ($r1$) es estadísticamente similar a la correlación entre

bienestar y AAF-Breve (r_2), y se usó un método que brinda el IC para la diferencia entre correlaciones (IC_{dif,r_1-r_2}) que tienen elementos comunes (Zou, 2007). Si el IC incluye al cero las correlaciones r_1 y r_2 no difieren significativamente.

Los procedimientos vinculados con análisis factoriales (estructura interna, versión breve, confiabilidad e invarianza factorial) se realizaron con el software Mplus (Muthén & Muthén, 1998-2015). Los análisis correlacionales se realizaron con el software SPSS versión 20 (IBM Corp., 2011).

Resultados

En cuanto al análisis descriptivo previo, la normalidad univariada recibe respaldo debido a que la mayoría de los ítems de la EAAF tienen una asimetría y curtosis aceptable ($< |1|$), pero no existe una aproximación a la normalidad multivariada debido a que el coeficiente de Mardia es elevado ($G^2 = 311.074$).

Con respecto al análisis de la estructura interna de la EAAF, los índices de ajuste del modelo oblicuo fueron

buenos (CFI = .935; RMSEA = .083 [.080 - .087]; WRMR = 1.620), aunque destacan correlaciones interfactoriales muy elevadas así como cargas factoriales de baja magnitud (Tabla 2). Del mismo modo, el modelo bifactor muestra mejores índices de ajuste (CFI = .943; RMSEA = .080 [.077 - .084]; WRMR = 1.463) y la magnitud de los omega jerárquicos y ECV, tanto del FG como de los específicos, indica que un solo factor explica de mejor manera la varianza de los ítems (Tabla 1). Finalmente, el modelo unidimensional mostró índices de ajuste similares al oblicuo (CFI = .934; RMSEA = .083 [.080 - .087]; WRMR = 1.626).

De forma más específica, si bien el modelo unidimensional de la EAAF es el más parsimonioso, existen algunos ítems con cargas factoriales de magnitud por debajo de lo esperado, e incluso negativas (e.g., ítem 7). En ese sentido, se eliminaron de forma progresiva aquellos ítems con cargas menores que .50 hasta lograr una versión de 30 ítems.

Posteriormente, y debido a las magnitudes de los IM, se modelaron de forma consecutiva las correlaciones entre los residuales de los ítems 12 y 13 (IM = 39.861; $\phi_{12,13} = .380$), 29 y 30 (IM = 45.332; $\phi_{29,30} = .340$), 6 y 12 (IM = 41.565; $\phi_{6,12} = .332$), 15 y 16 (IM = 38.352; $\phi_{15,16} = .324$), y 26 y 27 (IM = 36.893; $\phi_{26,27} = .319$), mejorando así el ajuste del modelo (CFI = .956; RMSEA = .081 [.077 - .085]; WRMR = 1.381), aunque quedaron por especificar 39 correlaciones entre residuales con IM estadísticamente significativos (IM_{rango}: 10.315 – 37.701). Por último, la fiabilidad del constructo de la EAAF fue adecuada antes ($\omega = .978$, IC 95% = .975 - .981) y después de la implementación de la corrección por la presencia de correlación entre residuales ($\omega_{\text{corregido}} = .976$, IC 95% = .972 - .979), No obstante, el coeficiente α de Cronbach presenta diferencias notorias en su magnitud antes ($\alpha = .971$, IC 95% = .965 - .976) y después ($\alpha_{\text{corregido}} = .730$, IC 95% = .685 - .770) del procedimiento.

La versión breve de la EAAF se elaboró mediante la eliminación gradual de aquellos ítems con cargas menores que .80. En ese sentido, el modelo final tuvo un mejor ajuste que sus predecesores (CFI = .979; RMSEA = .112 [.102 - .122]; WRMR = 1.210), y de forma similar a la versión extensa, se implementaron una serie de correlaciones entre los residuales de los ítems 29 y 30 (IM = 62.130; $\phi_{29,30} = .312$), 16 y 17 (IM = 61.968; $\phi_{16,17} = .316$), 12 y 13 (IM = 32.745; $\phi_{12,13} = .337$), 6 y 12 (IM = 51.305; $\phi_{6,12} = .331$), 29 y 36 (IM = 18.615; $\phi_{29,36} = -.319$), y 6 y 19 (IM = 21.104; $\phi_{6,19} = .226$), lo que mejoró los índices de ajuste (CFI = .991; RMSEA

Tabla 1.
Análisis de los modelos oblicuos y bifactor de la EAAF

	Oblicuo			Bifactor			Unidimensionales			
	F1	F2	F3	FG	F1	F2	F3	IF-completo	IF-final	IF-breve
Ítem 3	.724			.729	.149			.725	.724	
Ítem 7	-.329			-.324	.342			-.330		
Ítem 9	.469			.475	.273			.470		
Ítem 11	.697			.704	.251			.699	.697	
Ítem 15	.798			.807	.227			.800	.799	
Ítem 17	.816			.819	-.018			.818	.819	.818
Ítem 19	.846			.843	-.251			.848	.851	.861
Ítem 22	.823			.821	-.157			.825	.824	.833
Ítem 25	.795			.798	-.007			.797	.797	
Ítem 28	.718			.724	.162			.72	.716	
Ítem 29	.841			.84	-.176			.843	.844	.865
Ítem 31	.786			.783	-.232			.788	.791	.817
Ítem 35	.654			.656	.017			.655	.652	
Ítem 37	.747			.744	-.265			.749	.752	
Ítem 2		.355			.358	-.072			.355	
Ítem 8		.478			.473	.169			.477	
Ítem 10		.643			.637	.283			.643	.635
Ítem 16		.828			.825	.119			.828	.828
Ítem 18		.779			.773	.287			.778	.778
Ítem 20		.279			.267	.405			.279	
Ítem 21		.604			.605	-.029			.603	.599
Ítem 24		.702			.706	-.092			.702	.705
Ítem 30		.842			.84	.116			.841	.841
Ítem 34		.868			.871	-.062			.867	.868
Ítem 1			.784		.776		-.171		.780	.781
Ítem 4			.639		.631		-.169		.635	.635
Ítem 5			.647		.643		-.051		.643	.639
Ítem 6			.811		.795		-.297		.806	.809
Ítem 12			.837		.819		-.341		.833	.835
Ítem 13			.898		.884		-.249		.892	.894
Ítem 14			.749		.746		.031		.745	.746
Ítem 23			.251		.256		.324		.250	
Ítem 26			.802		.803		.170		.797	.797
Ítem 27			.864		.861		.029		.859	.859
Ítem 32			.700		.702		.236		.696	.845
Ítem 33			.333		.346		.565		.331	.691
Ítem 36			.833		.832		.121		.828	.828
F1	1									
F2	1.012	1								
F3	.994	.980	1							
? _h				.972						
? _{hs}					.001	.027	.000			
ECV				.910						
ECV-S					.029	.019	.041			

Nota: F1 = Autoobservación; F2 = Autoevaluación; F3 = Autorreacción; FG = Factor general; ?_h = omega jerárquico total; ?_{hs} = omega jerárquico por dimensión; ECV = varianza común explicada por el FG; ECV-S = varianza común explicada por cada dimensión.

= .076 [.066 - .087]; WRMR = 0.807) y a diferencia de la versión extensa, solo quedaron pendientes de modelamiento siete correlaciones entre residuales asociados a IM estadísticamente significativos, pero de magnitudes más bajas que las halladas en la versión extensa ($IM_{\text{rango}} = 10.629 - 18.649$). Cabe resaltar que no hubo indicios de multicolinealidad de los ítems en esta versión breve. Finalmente, la fiabilidad del constructo de esta versión alcanzó magnitudes elevadas antes ($\omega = .969$, IC 95% = .964 - .973) y después de la corrección por la presencia de las correlaciones entre residuales ($\omega_{\text{corregido}} = .962$, IC 95% = .955 - .967), así como el coeficiente α antes ($\alpha = .958$, IC 95% = .950 - .965) y después ($\alpha_{\text{corregido}} = .884$, IC 95% = .863 - .902) de dicho procedimiento.

Finalmente, en cuanto a la equivalencia entre la versión extensa y breve de la EAAF, la correlación fue .977, mientras que luego de la corrección fue de .956.

Con respecto al análisis de invarianza de medición de la versión breve de la EAAF entre hombres y mujeres, la variación de los índices de ajuste permite concluir, aunque de un modo general, un grado aceptable de invarianza (Tabla 2). Por otro lado, de forma más específica, al implementar la invarianza métrica no se observaron IM asociados a cargas factoriales potencialmente distintas entre grupos, lo que se corresponde con los indicadores de magnitud del efecto que refieren ausencia de diferencias en las cargas factoriales ($q < .10$; Tabla 3). Luego, al evaluar la invarianza fuerte, los IM sugirieron diferencias en tres *thresholds* (de 42 posibles): τ_4 del ítem 12 (IM = 12.737), el τ_4 del ítem 27 (IM = 14.186), y el τ_3 del ítem 36 (IM = 14.565), aunque en los tres casos no existen diferencias entre grupos desde una perspectiva de magnitud del efecto ($d < .20$; Tabla 3). Por último, con relación a la invarianza estricta se detectó una potencial diferencia entre los

Tabla 2.
Invarianza de medición de la versión breve de la EAAF

	CFI	RMSEA (IC 90%)	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Configural	.979	.114 (.104, .125)		
Métrica	.996	.048 (.035, .060)	.017	-.066
Fuerte	.982	.092 (.083, .101)	.014	.044
Estricta	.984	.083 (.074, .092)	.002	-.009

Tabla 3.

Invarianza de medición entre hombres y mujeres: magnitud del efecto

	Hombres				Mujeres				Magnitud del efecto									
	λ	Θ	τ_1	τ_2	τ_3	τ_4	λ	Θ	τ_1	τ_2	τ_3	τ_4	ME ₁	ME ₂	ME ₃	ME ₄	ME ₅	
Ítem 6	.803	.355	-1.284	-0.617	0.195	1.083	.826	.318	-1.532	-0.637	0.21	1.031	-0.013	0.100	0.008	0.006	-0.021	-0.079
Ítem 12	.838	.298	-1.313	-0.543	0.246	1.061	.873	.238	-1.532	-0.475	0.286	0.805	-0.018	0.093	-0.029	0.017	-0.109	-0.135
Ítem 13	.895	.199	-1.442	-0.743	0.094	0.998	.909	.174	-1.563	-0.898	0.125	0.955	-0.007	0.049	0.062	0.012	-0.017	-0.065
Ítem 16	.832	.308	-1.478	-0.919	-0.169	0.710	.780	.392	-1.563	-0.831	-0.088	0.719	0.029	0.038	-0.039	0.036	0.004	0.176
Ítem 17	.825	.319	-1.698	-1.178	-0.500	0.417	.814	.337	-1.563	-1.096	-0.229	0.394	0.006	-0.067	-0.041	0.134	-0.011	0.038
Ítem 19	.840	.294	-1.517	-0.845	-0.044	0.617	.879	.227	-1.595	-0.793	0.172	0.767	-0.020	0.034	-0.023	0.095	0.066	-0.153
Ítem 22	.826	.318	-1.517	-0.900	-0.131	0.726	.837	.299	-1.595	-0.805	0.032	0.707	-0.006	0.034	-0.042	0.072	-0.008	-0.040
Ítem 27	.832	.308	-1.442	-0.845	-0.056	0.827	.863	.255	-1.532	-0.926	-0.023	0.560	-0.016	0.042	0.037	0.015	-0.123	-0.117
Ítem 29	.900	.190	-1.178	-0.632	0.131	0.978	.839	.296	-1.263	-0.455	0.325	1.000	0.031	0.038	-0.080	0.087	0.010	0.249
Ítem 30	.872	.240	-1.256	-0.726	0.220	1.040	.821	.326	-1.327	-0.660	0.315	0.985	0.027	0.031	-0.029	0.041	-0.024	0.192
Ítem 31	.832	.308	-1.285	-0.587	0.119	1.040	.808	.347	-1.243	-0.517	0.335	1.015	0.013	-0.018	-0.031	0.094	-0.011	0.084
Ítem 34	.854	.271	-1.478	-0.81	0.019	0.919	.891	.206	-1.563	-0.731	0.257	1.015	-0.019	0.034	-0.032	0.095	0.038	-0.152
Ítem 36	.760	.422	-1.753	-1.375	-0.743	0.081	.829	.313	-1.888	-1.327	-0.404	0.153	-0.039	0.069	-0.025	0.174	0.037	-0.228

Nota: λ = carga factorial; Θ = residual; τ_n = threshold/umbral n-ésimo; ME = magnitud del efecto.

residuales del ítem 16 (IM = 10.532), 19 (IM = 10.854), 29 (IM = 20.106), 30 (IM = 14.398), y 36 (IM = 15.190), las cuales se corroboran con el otro enfoque ($h > .10$; Tabla 3).

En cuanto a las evidencias de validez convergente de la EAAF, como se aprecia en la tabla 4, ambas versiones presenta correlaciones de magnitud moderada con las dimensiones de la autorregulación de hábitos alimentarios ($r > .50$), aunque de magnitud baja con bienestar ($r > .20$). Asimismo, las correlaciones no difieren entre versiones en cuanto a la asociación con autorreacción (autorregulación de hábitos alimentarios) y bienestar, pero sí en las otras variables evaluadas (Tabla 4)

Tabla 4.

Evidencias de validez convergente

	Autorregulación de los hábitos alimentarios			Bienestar
	Autorreacción	Autoobservación	Autoevaluación	
EAAF _{extensa}	.659	.571	.542	.446
EAAF _{breve}	.645	.523	.511	.437
IC _{diferencia}	-.028, .015	.026, .073	.008, .055	-.016, .034

Nota: EAAF = Escala de Autorregulación de la actividad física; IC_{diferencia} = intervalos de confianza para la diferencia entre correlaciones

Discusión

La pandemia por la COVID-19 ha sido determinante para evidenciar la fuerte asociación de la AF con una enfermedad infecciosa (Sallis et al., 2021), que si bien no es la primera, sí es la que tuvo un impacto más significativo e implicó adaptación de la población en relación con la regularidad, tipo e intensidad de la AF (Gómez-Chávez et al., 2022). Por lo anterior es relevante la identificación de los factores que subyacen a la práctica de AF, como la autorregulación, para lo que se requiere de instrumentos válidos y confiables que permitan su medición, y la EAAF es una opción viable.

Cabe precisar que la EAAF ha sido empleada en estudios posteriores a su creación dada la relevancia del constructo y su asociación con la obesidad (Campos-Uscanga et al., 2017b; Del Moral-Trinidad et al., 2021). Sin embargo, una revisión de sus propiedades psicométricas podría proporcionar evidencias más sólidas de validez y optimizar su uso en el futuro con esta y otras enfermedades crónicas e infecciosas, así como con variables que apunten a visiones de promoción de la salud, tales como el bienestar, la satisfacción con la imagen corporal y el autocuidado. En ese sentido,

los objetivos del estudio se lograron dado que la estructura interna de la EAAF presenta solidez, es invariante según el sexo, y se asocia de forma coherente con variables relevantes a nivel teórico.

En cuanto al análisis de la estructura interna de la versión extensa, es necesario mencionar el solapamiento entre dimensiones que sugería una estructura unidimensional desde el inicio del proceso analítico al considerar las elevadas correlaciones interfactoriales, lo que posteriormente se confirmó con el análisis bifactor. Por este motivo no se implementó un modelamiento exploratorio de ecuaciones estructurales, dado que no modificaría el panorama mostrado por el análisis confirmatorio: la predominancia de un solo factor.

Cabe precisar que las dimensiones de autorregulación (autoobservación, autoevaluación y autorreacción) no están sólidas a nivel teórico, e incluso no hay un consenso sobre cuáles serían, y constantemente se interrelacionan al punto que muchos ítems bien podrían aplicar a más de una dimensión. Con todo, eso aportará para nutrir la teoría y ver a la autorregulación como un proceso dinámico en donde los componentes interactúan entre sí a lo largo del tiempo, integrando un *continuum* que da lugar al complejo proceso de autorregulación (Bandura, 1991), considerando además que diversos factores personales y ambientales podrían interactuar y facilitar así un comportamiento más regulado (Bandura, 1986). Esto implica que no sería posible concebir al constructo como multidimensional de tal forma que pueda trasladarse a una medición independiente de sus subfunciones. Por tal motivo, el comportamiento autorregulado solo es posible si se considera al proceso completo, ya que niveles altos de autoobservación por sí misma no implica niveles altos de autorregulación, lo mismo sucede con las otras subfunciones. Adicionalmente, los estudios que han empleado la versión original de la escala usaron la puntuación total sin considerar el de las dimensiones (Del Moral-Trinidad et al., 2021) y los que reportan ambos puntajes han encontrado correlaciones más fuertes con el puntaje global (Campos-Uscanga et al., 2016a, 2017a). Todo lo antes señalado refuerza la idea de la autorregulación como constructo unidimensional.

Es necesario indicar que la cantidad de residuales correlacionados es previsible porque la escala fue descrita originalmente como multidimensional, y en esas circunstancias algunos pares de ítems compartirían varianza ajena al FG, ya sea por proximidad, compartir palabras, o porque fueron elaborados con alguna similitud.

Cabe mencionar que aunque los 30 ítems que se conservaron son adecuados, la versión breve de 14 ítem refleja el núcleo del instrumento, ya que estos ítems están enfocados en la acción, la puesta en marcha, y el mantenimiento del comportamiento, que en términos prácticos representan el elemento más importante de la autorregulación cuando se desea implementar comportamientos saludables, ya que es inútil la autoobservación sin ejecución, por lo que es crucial la adaptación de la actividades para lograr las metas propuestas (Carver & Scheier, 2016). Adicionalmente, existe evidencia de que la versión breve obtenida es equivalente a la versión extensa, tanto por la asociación entre ambas versiones como por su relación con AHA y BP. En este sentido, los ítems que se conservan son adecuados.

Un aspecto a resaltar es el análisis de la invarianza de medición realizado. Por un lado, la variación de los índices de ajuste aporta evidencia parcial ya que si bien las discrepancias en el CFI son aceptables, no lo son las procedentes del RMSEA; por el contrario, bajo el enfoque de magnitud del efecto no existen diferencias importantes en cuanto a los parámetros factoriales de los grupos. Esto quiere decir que el constructo se mide de la misma forma entre hombres y mujeres y que los ítems no son sensibles al impacto social o cultural con relación a los roles de género asociados a la AF (Godoy-Cumillaf et al. 2021; Gonçalves & Martínez, 2018), lo que brinda mayor solidez a la medición con la EAAF.

En cuanto a la fiabilidad, la evidencia es promisorio, ya que la versión breve presentó una elevada fiabilidad de las puntuaciones, lo que permitiría su uso en evaluaciones individuales. Además, por las características de la muestra que incluyó a estudiantes de todos los semestres académicos, puede ser usada tanto en universitarios de nuevo ingreso como en los más antiguos para medir la AAF, dada su relación con algunos estilos de vida e indicadores antropométricos que resultan de gran interés para la salud y bienestar de este grupo poblacional. Considerando que mientras los estudiantes de nuevo ingreso se enfrentan al inicio de su tránsito en la universidad y disminuyen considerablemente la AF (Práxedes et al., 2016), los de semestres avanzados viven inestabilidades, autoenfoco y autoexploraciones en el área académica, trabajo y vida personal (López-Madrigril et al., 2021).

Por último, la asociación encontrada con las AHA y BP fue coherente a nivel teórico y empírico dado que existen estudios que vinculan la AF con una mayor ex-

perencia de bienestar (Kang et al., 2020; Mastrantonio-Ramos & Coduras, 2022), y la AAF es importante para el control del peso mediante la AHA (Andrade et al., 2010; Annesi et al., 2015). Es necesario mencionar que no fue la intención plantear un modelo explicativo, ya que eso escapa a los objetivos del artículo, por lo que se buscó relacionar la puntuación de la EAAF con variables con las que ya existe evidencia de asociación teórica. De forma complementaria, las magnitudes observadas fueron incluso más fuertes que las reportadas por otros estudios en el caso específico de la AHA (Campos-Uscanga et al., 2016a, 2017a), lo que informa de la mejora psicométrica en este nuevo análisis realizado.

Por lo anterior expuesto, se concluye que la EAAF y su versión breve presentan propiedades psicométricas adecuadas, y que dado el corto tiempo que requiere para ser respondida favorece la colaboración de los participantes y disminuye la probabilidad de respuestas sesgadas.

Sobre las limitaciones, si bien la procedencia de la muestra (solo universitarios mexicanos) no puede considerarse en sí misma una dificultad dado que el proyecto del que forma parte este reporte se basa en ese grupo, sí es una amenaza para la generalización de los resultados a universitarios de otros países, así como a otros grupos dentro del territorio mexicano como la población general.

Se recomienda que futuros estudios se repliquen los hallazgos, sobre todo lo vinculado con la invarianza de medición. Del mismo modo, sería conveniente elaborar datos normativos con una muestra representativa.

Conclusiones

Ante la necesidad de contar con instrumentos con evidencias de validez y fiabilidad para la medición de los diversos aspectos que contribuyen en la salud de los estudiantes universitarios, se provee de un instrumento de medición de la AAF que permitiría identificar factores relevantes para el desarrollo de estrategias para mejorar la salud colectiva. En consecuencia, el futuro de esta versión breve es promisorio ya que mediante el abordaje de aspectos centrales, como la autoobservación y la autoevaluación, se optimizará el proceso de evaluación en estudios que aborden más de una variable como parte de diseños de mayor complejidad.

Referencias

Ahn, J., Jeon, H., & Kwon, S. (2016). Associations

between self-regulation, exercise participation, and adherence intention among Korean university students. *Perceptual and Motor Skills*, 123(1), 324-340. <https://doi.org/10.1177/0031512516659874>.

Andrade, A. M., Coutinho, S. R., Silva, M. N., Mata, J., Vieira, P. N., Minderico, C. S., Melanson, C. J., Baptista, F., Sardinha, L. B., & Teixeira, P. J. (2010). The effect of physical activity on weight loss is mediated by eating self-regulation. *Patient Counselling and Health Education*, 79(3), 320-326. <https://doi.org/10.1016/j.pec.2010.01.006>

Annesi, J. J., Porter, K. J. & Johnson, P. H. (2015) Carry-over of self-regulation for physical activity to self-regulating eating in women with morbid obesity. *Women y Health*, 55(3), 314-333. <https://doi.org/10.1080/03630242.2014.996727>

Ato, M., López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>

Asparouhov, T. & Muthén, B. (2021). *Bootstrap P-value Computation*. Disponible en: <http://www.statmodel.com/download/FAQ-Bootstrap%20-%20Pvalue.pdf>

Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. New Jersey, EEUU: Prentice Hall.

Bandura, A. (1991). Social Cognitive Theory of Self-Regulation. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2), 248-287. [https://doi.org/10.1016/0749-5978\(91\)90022-L](https://doi.org/10.1016/0749-5978(91)90022-L)

Carver, C. S., & Scheier, M. F. (2016) Self-regulation of action and affect. In: Vohs KD, Baumeister RF. (eds) *Handbook of Self-Regulation: Research, Theory, and Applications* (3rd edn). New York: Guilford Press, pp. 42-61.

Campos-Uscanga, Y., Lagunes-Córdoba, R., Morales-Romero, J., & Romo-González, T. (2015). Diseño y validación de una escala para valorar la autorregulación de hábitos alimentarios en estudiantes universitarios mexicanos. *Archivos Latinoamericanos de Nutrición*, 65(1), 44-50. <http://ve.scielo.org/pdf/alan/v65n1/art06.pdf>

Campos-Uscanga, Y., Morales-Ortiz, A., & Argüelles-Nava, V. (2016a). Obesity in female student: ethnicity and self-regulation as predicting factors. *Health Behavior and Policy Review*, 3(4), 315-322. <https://doi.org/10.14485/HBPR.3.4.3>

Campos-Uscanga, Y., Lagunes-Córdoba, R., Morales-Romero, J., & Romo-González, T. (2016b). Diseño

- y validación de una Escala de Autorregulación de la Actividad Física. *Revista de Psicología del Deporte*, 25(2), 309-316. https://ddd.uab.cat/pub/revpsidep/revpsidep_a2016v25n2/revpsidep_a2016v25n2p309.pdf
- Campos-Uscanga, Y., Gutiérrez-Ospina, G., Morales-Romero, J., & Romo-González, T. (2017a). Self-regulation of eating and physical activity is lower in obese female college students as compared to their normal weight counterparts. *Eating and Weight Disorders - Studies on Anorexia, Bulimia and Obesity*, 22(2), 311-319. <https://doi.org/10.1007/s40519-016-0338-9>
- Campos-Uscanga, Y., Romo-González, T., del Moral-Trinidad, L.E., & Carmona-Hernández, N. I. (2017b). Obesidad y autorregulación de la actividad física y conductas alimentarias en estudiantes universitarios: un estudio prospectivo. *Revista en Ciencias del Movimiento Humano y Salud*, 14(1), 1-16. <https://doi.org/10.15359/mhs.14-1.4>
- Concha-Cisternas, Y., Guzman-Munoz, E., Valdes-Badilla, P., Lira-Cea, C., Petermann, F., & Celis-Morales, C. (2018). Factores de riesgo asociados a bajo nivel de actividad física y exceso de peso corporal en estudiantes universitarios. *Revista Médica de Chile*, 146(8), 840-849. <https://doi.org/10.4067/s0034-98872018000800840>
- Del Moral-Trinidad, L.E., Romo-González, T., Carmona-Figueroa, Y.P., Barranca-Enríquez, A., Palmeros-Exsome, C., & Campos-Uscanga, Y. (2021). Potencial del índice de masa corporal como indicador de grasa corporal en jóvenes. *Enfermería Clínica*, 31(2), 99-106. <https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2020.06.080>
- Díaz, D., Rodríguez-Carvajal, R., Blanco, A., Moreno-Jiménez, B., Gallardo, I., Valle, C., & Dierendonck, D. van (2006). Adaptación española de las Escalas de Bienestar Psicológico de Ryff. *Psicothema*, 18(3), 572-577. <http://www.psicothema.com/psicothema.asp?id=3255>
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2017). Una modificación del coeficiente alfa de Cronbach por errores correlacionados. *Revista Médica de Chile*, 145(2), 270-271. <https://dx.doi.org/10.4067/S0034-98872017000200018>
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2019). Estimación de la magnitud del efecto en invarianza de medición. *Avaliação Psicológica*, 18(3), 328-332. <https://dx.doi.org/10.15689/ap.2019.1803.16248.13>
- Dominguez-Lara, S., Romo-González, T., Palmeros-Exsome, C., Barranca-Enríquez, A., del Moral-Trinidad, E., & Campos-Uscanga, Y. (2019). Análisis estructural de la Escala de Bienestar Psicológico de Ryff en universitarios mexicanos. *Liberabit*, 25(2), 267-285. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2019.v25n2.09>
- Fuentes, M., & González, D. (2020). Adaptación al español del cuestionario de autoeficacia para regular el ejercicio. *Retos*, 38, 595-601. <https://doi.org/10.47197/retos.v38i38.75225>
- Godoy-Cumillaf, A., Fuentes-Merino, P., Jiménez-Díaz, J., & Vásquez-Gómez, J. (2021). Estudio comparativo del comportamiento de movimiento de 24 Horas en estudiantes universitarios de Pedagogía en Educación Física. *Retos*, 43, 177-184. <https://doi.org/10.47197/retos.v43i0.87285>
- Gómez-Chávez, L., López-Haro, J., Pelayo-Zavalza, A., & Aguirre-Rodríguez, L. (2022). Encuesta Nacional de Tendencias Fitness para México en 2022. *Retos*, 44, 1053-1062. <https://doi.org/10.47197/retos.v44i0.92028>
- Gonçalves, V. O., & Martínez, J. P. (2018). Género y práctica de ejercicio físico de adolescentes y universitarios. *Cadernos de Pesquisa*, 48(170), 1114-1128. <https://doi.org/10.1590/198053145588>
- Heene, M., Hilbert, S., Draxler, C., Ziegler, M., & Bühner, M. (2011). Masking misfit in confirmatory factor analysis by increasing unique variances: A cautionary note on the usefulness of cutoff values of fit indices. *Psychological Methods*, 16(3), 319-336. <https://doi.org/10.1037/a0024917>
- IBM Corp. (2011). *IBM SPSS Statistics for Windows, version 20.0*. Armonk, NY: IBM Corporation.
- Kang, J. H., Ji, Y. H., Baek, W. Y., & Byon, K. K. (2020). Structural relationship among physical self-efficacy, psychological well-being, and organizational citizenship behavior among hotel employees: Moderating effects of leisure-time physical activity. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(23), 1-14. <https://doi.org/10.3390/ijerph17238856>
- Karoly, P. (1993). Mechanisms of self-regulation - a systems view. *Annual Review of Psychology*, 44, 23-52. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.44.1.23>
- Khan, M. A., & Smith, J. E. M. (2020). «Covibesity», a new pandemic. *Obesity Medicine*, 19, 100282. <https://doi.org/10.1016/j.obmed.2020.100282>
- Levy, P. (1967). The correction for spurious correlation in the evaluation of short-form tests. *Journal of Clinical Psychology*, 23(1), 84-86. <https://doi.org/>

- 10.1002/1097-4679(196701)23:1<84::aid-jclp2270230123>3.0.co;2-2
- López-Madrugal, C., de la Fuente, J., García-Manglano, J., Martínez-Vicente, J. M., Peralta-Sánchez, F. J., & Amate-Romera, J. (2021). The role of gender and age in the emotional well-being outcomes of young adults. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(2):522 <https://doi.org/10.3390/ijerph18020522>.
- Mastrantonio-Ramos, M., & Coduras, O. (2022). Actividad física y calidad de vida por parte de los pacientes de la atención primaria de la ciudad de Terrassa. *Retos*, 44, 659–666. <https://doi.org/10.47197/retos.v44i0.90526>.
- Molina-García, J., Castillo, I., & Queral, A. (2011). Leisure-time, physical activity and psychological well-being in university students. *Psychological Reports*, 109(2):453-460. <https://doi.org/10.2466/06.10.13.PR0.109.5.453-460>
- Muthén, L.K., & Muthén, B.O. (1998 – 2015). *Mplus User's Guide*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Ortiz-Romero, M., Garrido-Guzman, M., Vázquez-Castañeda, C. (2022). Autoeficacia y resiliencia: Diferencias entre deportistas practicantes de fitness/culturismo y no deportistas. *Retos*, 44, 232–241. <https://doi.org/10.47197/retos.v44i0.88937>.
- Pornprasertmanit, S. (2014). *A Note on Effect Size for Measurement Invariance*. <http://cran.irsn.fr/web/packages/semTools/vignettes/partialInvariance.pdf>
- Práxedes, A., Sevil, J., Moreno, A., del Villar, F., & García-González, L. (2016). Niveles de actividad física en estudiantes universitarios: diferencias en función del género, la edad y los estados de cambio. *Revista Iberoamericana de Psicología del Ejercicio y el Deporte*, 11(1):123-132. https://accedacris.ulpgc.es/bitstream/10553/19875/1/0537108_20161_0014.pdf
- Raykov, T. (2001). Bias in coefficient alpha for fixed congeneric measures with correlated errors. *Applied Psychological Measurement*, 25(1), 69 – 76. <https://doi.org/10.1177/01466216010251005>
- Ryff, C. D., & Keyes, C. L. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69(4), 719-727. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.69.4.719>.
- Rodríguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137–150. <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Sallis, R., Young, D. R., Tartof, S. Y., Sallis, J. F., Sall, J., Li, Q., Smith, G.N., & Cohen, D. A. (2021). Physical inactivity is associated with a higher risk for severe COVID-19 outcomes: a study in 48 440 adult patients. *British Journal of Sports Medicine*. Avance online. <https://doi.org/10.1136/bjsports-2021-104080>
- Sanchis-Soler, G., García-Jaén, M., Sebastia-Amat, S., Diana-Sotos, C., & Tortosa-Martinez, J. (2022). Acciones para una universidad saludable: Impacto sobre la salud mental y física de los jóvenes. *Retos*, 44, 1045–1052. <https://doi.org/10.47197/retos.v44i0.91940>.
- Trujillo-Gittermann, L. M., von Oetinger, A., & García-León, D. (2021). Ejercicio físico y COVID-19: la importancia de mantenernos activos. *Revista Chilena de Enfermedades Respiratorias*, 36(4):334-340. <http://dx.doi.org/10.4067/S0717-73482020000400334>
- Velicer, W. F. & Fava, J. L. (1998). Effects of variable and subject sampling on factor pattern recovery. *Psychological Methods*, 3(2), 231-251. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.3.2.231>
- Villaquiran-Hurtado, A. F., Ramos, O. A., Jácome, S. J., & Meza-Cabrera, M. (2020). Actividad física y ejercicio en tiempos de COVID-19. *CES Medicina*, 34, 51-58. <https://doi.org/10.21615/cesmedicina.34.COVID-19.6>
- Wilke, J., Mohr, L., Tenforde, A. S., Edouard, P., Fossati, C., González-Gross, M., Sánchez-Ramírez, C., Laiño, F., Tan, B., Pillay, J. D., Pigozzi, F., Jimenez-Pavon, D., Novak, B., Jaunig, J., Zhang, M., van Poppel, M., Heidt, C., Willwacher, S., Yuki, G., ... & Hollander, K. (2021). A pandemic within the pandemic? Physical activity levels substantially decreased in countries affected by COVID-19. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(5), 2235. <https://doi.org/10.3390/ijerph18052235>
- Wolf, E. J., Harrington, K. M., Clark, S. L., & Miller, M. W. (2013). Sample size requirements for structural equation models: An evaluation of power, bias, and solution propriety. *Educational and Psychological Measurement*, 73(6), 913-934. <https://dx.doi.org/10.1177/0013164413495237>.
- Zimmerman, B. J. (2002). Becoming a self-regulated learner: An overview. *Theory into Practice*, 41(2), 64–70. https://doi.org/10.1207/s15430421tip4102_2
- Zou, G. (2007). Toward using confidence intervals to compare correlations. *Psychological Methods*, 12(4), 399-413. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.12.4.399>