



## ORIGINALES

### Revisión psicométrica de la Escala de autorregulación de hábitos alimentarios en adultos mexicanos: ¿Es factible una versión breve?

Psychometric review of the Self-regulation scale of eating habits in Mexican adults: Is a short version feasible?

Sergio Dominguez-Lara<sup>1</sup>  
Libertad Paredes-Díaz<sup>2</sup>  
Alma Elena Díaz-Vázquez<sup>3</sup>  
Yolanda Campos-Uscanga<sup>2</sup>

<sup>1</sup> South American Center for Education and Research in Public Health, Universidad Privada Norbert Wiener, Lima, Perú.

<sup>2</sup> Instituto de Salud Pública, Universidad Veracruzana. Xalapa, Veracruz, México. [ycampos@uv.mx](mailto:ycampos@uv.mx)

<sup>3</sup> Instituto de Investigaciones Psicológicas, Universidad Veracruzana. Xalapa, Veracruz, México.

<https://doi.org/10.6018/eglobal.578561>

Recibido: 19/07/2023

Aceptado: 12/08/2023

#### RESUMEN:

**Introducción:** De acuerdo con cifras oficiales, 75.0% de las mujeres y 69.6% de los hombres mexicanos presentan obesidad o sobrepeso, estas condiciones pueden desencadenar enfermedades crónicas. En ese sentido, los hábitos son factores determinantes para dicha prevalencia, y entre los que influyen de forma significativa sobre la salud están los hábitos alimentarios. Entonces, el objetivo de este trabajo fue analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Autorregulación de Hábitos Alimentarios, y derivar una versión breve.

**Material y método:** Se realizó un estudio instrumental en el que participaron 442 adultos mexicanos (60% mujeres; Edad = 32.486 años). Además de la Escala de Autorregulación de Hábitos Alimentarios, se incluyó una ficha de datos sociodemográficos. Las evidencias de validez se analizaron desde un enfoque analítico-factorial mediante un modelamiento exploratorio de ecuaciones estructurales (ESEM, por sus siglas en inglés); mientras que la fiabilidad se estimó a nivel de puntuaciones (coeficiente alfa) y de constructo (coeficiente omega).

**Resultados:** La escala responde a una estructura esencialmente unidimensional, de la cual se derivó una versión breve de 8 ítems que evidenció adecuados índices de ajuste, cargas factoriales elevadas, excelente fiabilidad, y es invariante entre hombres y mujeres.

**Conclusiones:** La Escala de Autorregulación de Hábitos Alimentarios presenta una estructura unidimensional sólida, su adecuada fiabilidad permite su uso a nivel de investigación básica y aplicada, y evalúa de forma equivalente la autorregulación en hombres y mujeres.

**Palabras clave:** Autorregulación; Hábitos Alimentarios; Psicometría.

## ABSTRACT:

**Introduction:** According to official records, 75.0% of Mexican women and 69.6% of Mexican men are obese or overweight, conditions that can develop chronic diseases. In that sense, habits are determinate factors for this prevalence, among those that significantly influence health are eating habits. Therefore, the aim of this work was to analyze the psychometric properties of the Self-Regulation Scale of Eating Habits to obtain a brief version.

**Materials and methods:** An instrumental study was carried out with 442 Mexican adults (60% women; Mage= 32.486 years). In addition to the Self-Regulation of Eating Habits Scale, a sociodemographic data sheet was included. The evidence of validity was analyzed with an analytical-factorial approach by an exploratory structural equation modeling (ESEM); as well reliability was estimated at the level of scores (alpha coefficient) and construct (omega coefficient).

**Results:** The scale responds to an essentially one-dimensional structure, a short version of 8 items was obtained, which showed an adequate adjustment index, high factor loads, excellent reliability, and being invariant between men and women.

**Conclusions:** The Self-Regulation of Eating Habits Scale presents a solid one-dimensional structure; its adequate reliability allows it's to use at the level of basic and applied research. Also evaluates self-regulation in men and women in an equivalent way.

**Keywords:** Self-regulation; Eating Habits; Psychometry.

## INTRODUCCIÓN

México es uno de los mayores consumidores de alimentos hipercalóricos. En promedio un mexicano adulto consume 214 kilos de alimentos ultra procesados y 163 litros de bebidas azucaradas como refrescos, jugos, bebidas lácteas al año. Estas conductas alimentarias se reflejan en la prevalencia de sobrepeso y obesidad en la mayoría de la población<sup>(1)</sup>.

De acuerdo con la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 75.0% de las mujeres y 69.6% de los hombres mexicanos presentan exceso de peso. La prevalencia de sobrepeso es mayor en los hombres (37.8%) que en mujeres (33.9%), pero respecto a la obesidad las mujeres presentan prevalencia de 41.1% y los hombres de 31.8%. Esta prevalencia combinada de 75.2% sitúa a México dentro de los países con mayor población con sobrepeso y obesidad<sup>(2)</sup>.

Igualmente se ha demostrado que el sobrepeso y obesidad pueden desencadenar enfermedades crónicas como la diabetes mellitus tipo 2, dislipidemias, hipertensión, disfunción renal y diversos tipos de cáncer<sup>(3)</sup>. Un factor determinante para dicha prevalencia son los hábitos, que se definen como una conducta repetitiva que parte de un proceso interno, resultado de la interacción del individuo y su ambiente, en la cual intervienen tres funciones esenciales: la autoobservación, la autoevaluación y autorreacción<sup>(4)</sup>.

Uno de los principales hábitos que tienen influencia en la salud son los alimentarios, los cuales requieren de una autogestión efectiva para el mantenimiento de la salud. Por ello, es importante la implementación de estrategias de autorregulación como la observación y la evaluación para motivar el cambio conductual, y así lograr estilos de vida saludable que funcionen como factores protectores<sup>(5)</sup>. En ese sentido, existen intervenciones exitosas para modificar hábitos poco saludables, tales como incentivar hábitos de cocina saludable, actividad física y ocio activo, los talleres de educación nutricional y otras intervenciones que promueven actitudes y prácticas saludables<sup>(6)</sup> demostrando la posibilidad de cambio.

Por otro lado, existe evidencia de algunas diferencias en la autorregulación entre hombres y mujeres. Por ejemplo, en adolescentes polacos se observó que los hombres presentan con mayor frecuencia elevada autorregulación de las conductas alimentarias (27.4%) en comparación con las mujeres (18.8%)(7). Por otra parte, en estudiantes universitarios italianos se encontró que las mujeres muestran mayores puntajes en establecimiento de objetivos y reglas en comparación con los hombres, y prefieren una estrategia que aborde directamente el objetivo expresando intenciones o planes explícitos para comer de forma saludable(8). Finalmente, en adultos saudíes no se encontró relación entre el sexo y la autorregulación de hábitos alimentarios(9).

Para la medición de la autorregulación de los hábitos alimentarios existen algunos instrumentos, tales como el Self-Regulation of Eating Behaviour Questionnaire (SREBQ)(10), el Tempest Self-Regulation Questionnaire for Eating (TESQ-E)(11), o el Children's Self-Regulation of Eating (CSRE)(12). En cuanto al TESQ-E y al CSRE, su creación y enfoque está en adolescentes y niños, respectivamente, lo que inhabilita su uso para población adulta considerando las naturales diferencias evolutivas y sociales entre grupos(13).

Por otro lado, el SREBQ es una opción viable, pero su construcción evidenció limitaciones. Por ejemplo, la determinación de la versión final desde el pool inicial de 102 ítems, hacia versiones más breves de 14 y de 5 ítems, se realizó usando el análisis de componentes principales, el cual incrementa de forma artificial las cargas factoriales porque no distingue el error de medida(14). Además, no hay evidencia de la equivalencia entre la versión extensa y versión breve, ni un análisis de invarianza que sugieran que el constructo se evalúa de forma equitativa entre hombres y mujeres.

Adicionalmente, se sabe de las diferencias entre individuos de distintas poblaciones, dado que la cultura tiene influencia importante en las prácticas de crianza de los padres, las cuales a su vez impactan en las formas y objetivos de autorregulación que desarrollan los niños y manifiesta a través de comportamientos, emociones y cogniciones(15). De este modo, dado que estas formas de regulación suelen ser bastante estables, la medición de la autorregulación de hábitos alimentarios debe realizarse mediante instrumentos creados en un contexto cercano al del evaluado.

Ante la ausencia de instrumentos creados en el contexto latinoamericano, en el año 2015 se construyó la Escala de Autorregulación de Hábitos Alimentarios (EAHA) para mexicanos universitarios(5). La primera versión estuvo conformada por 41 ítems, y luego de un proceso analítico-factorial mediante el método de extracción de mínimos cuadrados no ponderados (MCNP) se obtuvo una versión de 14 ítems con una estructura de tres dimensiones denominados autorreacción (6 ítems), autoobservación (4 ítems), y autoevaluación (4 ítems), además de evidenciar valores de alfa de Cronbach aceptables ( $\alpha_{\text{autorreacción}} = .864$ ;  $\alpha_{\text{autoobservación}} = .730$ ;  $\alpha_{\text{autoevaluación}} = .719$ )(5).

Sin embargo, las conclusiones podrían ser provisionales a la espera de más estudios que confirmen los hallazgos, sobre todo en lo concerniente a la estructura factorial. Por ejemplo, si bien el método de extracción factorial (MCNP) es adecuado, para determinar el número de factores usaron la regla de Kaiser, que sugiere extraer todos los factores cuyos valores Eigen sean mayores que la unidad(16). Este procedimiento tiene limitaciones porque sobre-estima la cantidad de factores que debe retenerse(17), lo cual afectaría la interpretación de la estructura interna de la EAHA.

En ese sentido, es necesario revisar periódicamente las propiedades psicométricas de los instrumentos creados dado que se podrían tomar decisiones a partir de puntuaciones sin el suficiente respaldo empírico. Por ejemplo, debido a la elección de determinado método, se podría sugerir una estructura multidimensional a un constructo unidimensional.

Entonces, la intención de este manuscrito es complementar los avances presentados en el artículo seminal<sup>(5)</sup> con procedimientos analítico-factoriales que diluciden la estructura interna de la EAHA, tales como análisis factoriales confirmatorio y bifactor. En cuanto al primer aspecto, aunque las evidencias de validez observadas en el estudio inicial se obtuvieron bajo un enfoque exploratorio<sup>(6)</sup>, sería conveniente analizar la EAHA con enfoques como el modelamiento exploratorio de ecuaciones estructurales (ESEM, por sus siglas en inglés)<sup>(18)</sup>.

El ESEM conserva la potencia estadística de los análisis confirmatorios con relación a índices de ajuste tradicionales (e.g., CFI), y se complementa con la estimación de todas las cargas factoriales, tanto las principales (que corresponden al factor teórico) y las secundarias (cargas factoriales del ítem en factores distinto al original) de forma similar al análisis factorial exploratorio<sup>(18)</sup>.

El uso de la EAHA ha sido muy extendido, ya que se empleó para buscar relaciones con el conocimiento en salud y la obesidad<sup>(19)</sup> como evidencia de validez convergente para la adaptación de la escala de autorregulación de la actividad física<sup>(20)</sup>, para determinar el indicador antropométrico más fuertemente asociado con el porcentaje de grasa corporal<sup>(21)</sup>, e incluso para determinar si las variaciones en el índice de masa corporal durante los dos primeros años de estudio están influidas por la autorregulación<sup>(22)</sup>. Adicionalmente ha sido usada en otros países para medir asociación con dieta, estado nutricional y bienestar subjetivo en adultos, aunque sin seguir los procesos de adaptación necesario<sup>(23)</sup>. Pese a su amplio uso, la EAHA no ha sido revalidada en poblaciones diferentes a la universitaria.

Entonces, y como se evidenció anteriormente, los usos potenciales de esta escala son amplios, tanto para el análisis de la autorregulación de hábitos alimentarios en sí, como para el estudio de la relación que puede tener con otras variables de interés para la salud y el bienestar<sup>(24)</sup>. Sin embargo, se requieren evidencias de validez en poblaciones diferentes a los estudiantes universitarios para ampliar sus alcances y utilidad. Asimismo, sería útil elaborar una versión breve para optimizar el tiempo de evaluación, y así aumentar la motivación y compromiso de los examinados con la resolución de la escala. Esta estrategia se observó en otra escala<sup>(25)</sup>, con resultados favorables en el contexto objetivo, y con la posibilidad de incorporar esta versión breve en estudios multivariados.

Por lo anterior, esta investigación tuvo como objetivo realizar una revisión psicométrica de la EAHA por medio del análisis de la estructura interna de modelos oblicuos y bifactor bajo un enfoque ESEM, y a partir de ellos generar una versión breve.

# MATERIAL Y MÉTODO

El presente corresponde a un estudio con diseño instrumental, el cual tuvo como objetivo el análisis de las propiedades psicométricas de la Escala de Autorregulación de Hábitos Alimentarios<sup>(5)</sup> en adultos mexicanos.

## Población y muestra

La muestra se obtuvo con un muestreo no probabilístico. Se incluyeron 442 ciudadanos mexicanos, 177 hombres (40%) y 265 mujeres (60%), entre 18 y 74 años ( $M_{edad} = 32.486$ ;  $DT_{edad} = 12.842$ ), y mayormente residentes de Veracruz (72.850%). En su mayoría reportaron ser solteros (53.167%), y con relación a la ocupación destaca la presencia de estudiantes (63.801%) y trabajadores independientes (23.303%), seguidos por trabajadores dependientes (8.145%) y jubilados (3.620%).

## Procedimiento de recolección de datos

La recolección se llevó a cabo entre octubre y noviembre de 2022 a través de la plataforma online Survey Monkey. Las personas fueron invitadas a participar a través de las redes sociales más populares en México: WhatsApp, Facebook e Instagram.

## Instrumentos

Cuestionario datos sociodemográficos. Se preguntó el sexo, edad, lugar de residencia, grado de estudios y ocupación.

Escala de Autorregulación de Hábitos Alimentarios<sup>(5)</sup>. Se utilizó la versión original de 41 ítems escalados en cinco opciones de respuesta (desde nunca [1] a siempre [5]) y que representan las dimensiones de la AHA: autoobservación, autoevaluación, y autorreacción. De esta versión se extrajo la versión validada en México de 14 ítems.

## Análisis de datos

Estimación y software. Los modelos de medición se analizaron bajo un enfoque ESEM18 con el software Mplus v. 7<sup>(26)</sup>. Se usó como método de estimación el de mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustada (WLSMV) con la matriz de correlaciones policóricas. Adicionalmente, se implementó una rotación target oblicua ( $\epsilon = .05$ )<sup>(18)</sup>; la cual estima libremente aquellas cargas factoriales que pertenecen a los ítems de cada factor teórico (cargas principales), y especifica como cercanas a cero ( $\sim 0$ ) las cargas factoriales que pertenecen a los factores secundarios. Finalmente, se usaron módulos específicos para el cálculo de los índices complementarios para el análisis bifactor y el análisis de la invarianza de medición desde la perspectiva de la magnitud del efecto<sup>(27)</sup>.

Evidencias de validez con relación a la estructura interna: versión extensa. Modelos de medición. Inicialmente se evaluaron tres modelos de medición: el modelo original de tres factores oblicuos (modelo 1) considerando los ítems originales (41 ítems)<sup>(5)</sup>, un modelo de tres factores oblicuos (modelo 2) que constituye la versión final del primer estudio de validación (14 ítems)<sup>(5)</sup>, y un modelo bifactor (modelo 3) que considera la presencia de un factor general (FG) debido a que los ítems presentaban un grado de

complejidad factorial que sugieren su existencia, acompañado de tres factores específicos.

*Análisis preliminar.* En cuanto a la normalidad univariada, esta se evaluó examinando la asimetría ( $< 2$ ) y curtosis ( $< 7$ ). Asimismo, con relación a la normalidad multivariada, se usó el coeficiente G2 cuyos valores por debajo de 70 se consideran aceptables.

*Evaluación de los modelos de medición.* Los modelos propuestos se evaluaron siguiendo diversos criterios. En primer lugar, mediante la magnitud de diversos índices de ajuste como el CFI ( $> .90$ ), el RMSEA ( $< .08$ ), y la WRMR ( $< 1$ ). En segundo lugar, se consideró la magnitud de las cargas factoriales ( $> .50$ ). En tercer lugar, se calculó el índice de simplicidad factorial (ISF) en los modelos oblicuos, el cual si supera determinado valor ( $> .70$ ), permite determinar si el ítem recibe influencia significativa de los otros factores (cargas secundarias); y con relación al modelo bifactor, se consideró la magnitud del omega jerárquico ( $\omega_H$ ;  $> .70$ ) y de la varianza común explicada total (ECV  $> .60$ ), se puede concluir que el FG influye sobre los ítems en mayor medida que los factores específicos.

Evidencias de validez con relación a la estructura interna: Versión breve. La versión breve de la EAHA se elaboró considerando los ítems que, luego de una eliminación progresiva, obtuvieron cargas factoriales mayores que .80, y a fin de descartar potencial redundancia en cuanto a los ítems seleccionados, se analizó la correlación inter-ítems y se determinó que existe multicolinealidad si las correlaciones son mayores que .85.

La equivalencia empírica entre la versión breve y extensa se evaluó mediante un análisis correlacional corregido porque comparten ítems, esperando magnitudes superiores a .70.

### **Fiabilidad**

Se estimó la fiabilidad de las puntuaciones ( $\alpha > .70$ ) y la fiabilidad del constructo ( $\omega > .70$ ), con intervalos de confianza (IC) bajo el método bias-corrected bootstrap. Finalmente, la diferencia entre los coeficientes ( $\Delta_{\omega-\alpha}$ ) es significativa si es mayor que  $|.06|$ .

### **Invarianza de medición**

Se realizó un análisis de invarianza entre hombres y mujeres. En primer lugar, se evaluó la invarianza configural (o equivalencia estadística de la estructura interna), invarianza débil (o equivalencia estadística de las cargas factoriales), invarianza fuerte (o equivalencia estadística de los umbrales) e invarianza estricta (o equivalencia estadística de residuales). Luego, es posible brindar evidencia favorable a la invarianza si el CFI disminuye en .01 o menos ( $\Delta\text{CFI} \geq -.01$ ) y el RMSEA se incrementa en .015 o menos ( $\Delta\text{RMSEA} \leq .015$ )<sup>(28)</sup>. Del mismo modo, se analizó la invarianza desde un enfoque de magnitud del efecto (ME) comparando tres parámetros específicos asociados a diversos grados de invarianza entre los grupos<sup>(29)</sup> usando para ello los estadísticos de Cohen. De ese modo, para comparar cargas factoriales se usó el coeficiente q, donde valores menores que  $|.10|$  indican ausencia de diferencias. En cuanto a los umbrales, se esperan d menores que  $|0.20|$

para concluir equivalencia, y para comparar residuales se usó el estadísticos h, y valores menores que |0.10| indican que no difieren entre grupos.

### Consideraciones éticas

La investigación se apegó a los lineamientos internacionales y nacionales que guían la investigación en seres humanos, tales como la Declaración de Helsinki y la Ley General de Salud. Fue aprobado por el Aprobado por el Comité de Ética en Investigación del Instituto de Salud Pública, de la Universidad Veracruzana, quien asignó el Registro CEI-ISP-R04/2020.

## RESULTADOS

### Evidencias de validez con relación a la estructura interna

*Análisis preliminar.* Los ítems de la EAHA presentan indicadores aceptables de asimetría y curtosis (Tabla 1), pero a nivel de normalidad multivariada, lo hallado está por encima de lo sugerido ( $G2 = 334.475$ ).

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de los ítems.

	M	DE	g <sub>1</sub>	g <sub>2</sub>		M	DE	g <sub>1</sub>	g <sub>2</sub>
Ítem 1	3.826	0.947	-0.482	-0.360	Ítem 22	3.912	1.007	-0.624	-0.246
Ítem 2	3.722	0.988	-0.368	-0.407	Ítem 23	4.066	1.011	-0.872	0.234
Ítem 3	2.853	1.214	0.208	-0.962	Ítem 24	3.919	1.029	-0.651	-0.263
Ítem 4	2.837	1.209	0.161	-0.916	Ítem 25	3.590	1.097	-0.294	-0.706
Ítem 5	2.930	1.165	0.085	-0.807	Ítem 26	3.346	1.195	-0.149	-0.865
Ítem 6	4.158	0.993	-1.075	0.669	Ítem 27	3.473	1.115	-0.203	-0.660
Ítem 7	3.538	1.092	-0.393	-0.548	Ítem 28	3.348	1.111	-0.152	-0.741
Ítem 8	3.371	1.221	-0.243	-0.860	Ítem 29	2.810	1.216	0.186	-0.886
Ítem 9	3.301	1.120	-0.156	-0.692	Ítem 30	3.339	1.083	-0.200	-0.599
Ítem 10	2.910	1.190	0.151	-0.844	Ítem 31	3.079	1.111	-0.087	-0.553
Ítem 11	1.851	1.061	1.240	0.836	Ítem 32	3.204	1.160	-0.141	-0.720
Ítem 12	3.002	1.209	-0.004	-0.857	Ítem 33	3.498	1.171	-0.442	-0.510
Ítem 13	2.441	1.246	0.601	-0.607	Ítem 34	3.624	1.125	-0.510	-0.472
Ítem 14	3.405	1.031	-0.024	-0.693	Ítem 35	3.880	1.089	-0.767	0.042
Ítem 15	3.190	1.129	0.048	-0.761	Ítem 36	3.633	1.109	-0.460	-0.445

Ítem 16	3.647	1.148	-0.472	-0.583	Ítem 37	4.086	0.963	-0.801	0.024
Ítem 17	2.995	1.182	0.050	-0.781	Ítem 38	4.072	0.976	-0.867	0.256
Ítem 18	3.274	1.201	-0.153	-0.854	Ítem 39	3.466	1.086	-0.195	-0.636
Ítem 19	3.367	1.113	-0.147	-0.687	Ítem 40	3.464	1.115	-0.210	-0.668
Ítem 20	3.808	0.984	-0.440	-0.392	Ítem 41	3.810	1.019	-0.568	-0.247
Ítem 21	3.287	1.155	-0.054	-0.758					
<b>Nota: M: Media; DE: Desviación estándar; g<sub>1</sub>: Asimetría; g<sub>2</sub>: Curtosis</b>									

*Evaluación de los modelos de medición.* Si bien se obtuvieron índices de ajuste aceptables en el primer modelo (CFI = .956; RMSEA = .058, IC90% .055, .062; WRMR = 1.039) y en el segundo (CFI = .985; RMSEA = .085, IC90% .074, .097; WRMR = 0.676), se observó una cantidad significativa de ítems complejos (ISF < .70) tanto en el primero modelo (61%) y en el segundo (36%), además de ítems con cargas factoriales bajas en su factor teórico (Tabla 2). Por último, con respecto al tercer modelo (bifactor), aunque los índices de ajuste fueron adecuados (CFI = .966; RMSEA = .053, IC90% .049, .056; WRMR = 0.883), la información complementaria indica que el FG presenta mayor fortaleza (ECV = .892;  $\omega_H = .968$ ) en comparación a los factores específicos autoobservación ( $\omega_{HS} = .010$ ), autoevaluación ( $\omega_{HS} = .014$ ), y autorreacción ( $\omega_{HS} = .001$ ) debido a que las cargas factoriales en el factor general son más altas (Tabla 2).

Tabla 2. Parámetros factoriales del modelo oblicuo.

	F1	F2	F3	ISF	F1	F2	F3	ISF	F1	F2	F3	FG
Ítem 1	.356	.062	.275	.519					-.17	-.153	.084	.475
Ítem 4	.238	.626	.095	.79					.263	-.043	.376	.572
Ítem 7	.102	.503	.193	.766					.274	-.067	.115	.602
Ítem 9	.388	.144	.271	.462					-.076	-.102	.004	.646
Ítem 10	.032	.576	.143	.91					.327	.037	.149	.553
Ítem 12	.477	.185	.116	.743					-.096	-.137	-.14	.625
Ítem 13	.208	.429	.211	.516					.323	.122	.233	.036
Ítem 14	.513	.27	.186	.572					-.027	-.344	-.17	.776
Ítem 16	.439	.144	.332	.46					-.061	-.341	.01	.74
Ítem 19	.465	.265	.336	.326	.24	.196	.557	.647	-.042	-.098	.033	.849
Ítem 23	.339	.202	.682	.632					-.265	.065	.401	.679
Ítem 27	.715	.139	.228	.818	.114	-.005	.855	.974	-.257	-.038	.108	.878



Ítem 31	-	.415	.332	.375					.316	.188	.104	.404
Ítem 32	.349	.314	.291	.106					.011	.077	.034	.746
Ítem 34	-	.402	.682	.476					.433	-.072	.323	.582
Ítem 36	-	.42	.671	.504					.399	-.01	.296	.633
Ítem 38	.26	.272	.772	.712	.743	-.18	.236	.794	-.271	.11	.517	.632
Ítem 2	.462	.293	.109	.568					-.045	-.028	.174	.682
Ítem 5	.244	.685	.012	.836	-.11	.586	.34	.623	.267	.1	.333	.683
Ítem 8	.211	.61	.073	.827	-.053	.518	.343	.593	.24	.109	.243	.668
Ítem 17	.207	.262	.106	.406					.029	.139	.082	.441
Ítem 20	.062	.142	.642	.918					.122	-.228	.297	.675
Ítem 24	.136	.103	.613	.892					.014	.043	.295	.676
Ítem 26	.558	.157	.262	.661					-.206	.193	.035	.777
Ítem 29	-	.678	.095	.915	-.128	.745	-.008	.957	.42	.311	.148	.44
Ítem 30	.482	.179	.342	.457					-.136	.11	.017	.798
Ítem 41	.346	.091	.596	.635	.538	-.127	.41	.501	-.211	.074	.308	.696
Ítem 3	.325	.509	.263	.402					.1	.151	.433	.421
Ítem 6	.351	.147	.361	.383					-.07	-.007	.067	.686
Ítem 11	-	.69	.216	.844					.394	.268	.356	.234
Ítem 15	.48	.354	.204	.412	.06	.251	.62	.787	-.012	-.037	.145	.818
Ítem 18	.586	.297	.147	.649	.022	.14	.749	.949	-.118	.063	.176	.815
Ítem 21	.569	.187	.257	.646	.179	.074	.67	.886	-.162	.021	.066	.812
Ítem 22	.121	.001	.673	.953	.593	.131	.107	.887	0	-.202	.356	.643
Ítem 25	.352	.244	.397	.253					-.037	.161	.063	.778
Ítem 28	.693	.183	.221	.781	.075	.025	.864	.988	-.258	.154	.115	.878
Ítem 33	-	.356	.412	.314	.355	.523	-.261	.392	.314	.121	.174	.402
Ítem 35	.201	.157	.632	.79					.008	.099	.275	.781
Ítem 37	-	.023	.826	.995	.89	.159	-.179	.899	.054	-.094	.506	.613
Ítem 39	.219	.352	.401	.3					.072	.314	.072	.743

<b>Ítem 40</b>	.29	.252	.476	.411					.002	.149	.123	.797
<b>Nota: F1: Autoobservación; F2: Autoevaluación; F3: Autorreacción; en cursiva: ítems que pertenecen al factor teórico</b>												

### Versión breve

Teniendo como base la versión extensa de la EAHA, la versión breve se obtuvo luego de la eliminación progresiva de ítems hasta que todos obtuvieran cargas factoriales mayores que .80. La versión breve de la EAAH quedó conformada por ocho ítems con cargas factoriales por encima de .80 (Tabla 3), y sin evidencia de multicolinealidad ( $r_{\text{promedio}} = .658$ ;  $\text{rango}_{\text{correlaciones}} = .574 - .808$ ). Luego, el ajuste fue aceptable ( $\text{CFI} = .994$ ;  $\text{RMSEA} = .086$ ,  $\text{IC90\%} .068 - .105$ ;  $\text{WRMR} = 0.707$ ), y evidencia una equivalencia empírica con la versión extensa debido a que la correlación inicial fue de .940, y luego de la corrección mantuvo una magnitud elevada (.923).

Tabla 3. Cargas factoriales de la versión breve.

	<b>Enunciado</b>	<b>Carga factorial</b>	<b>Dimensión original</b>
<b>Ítem 15</b>	Cuando fallo en mis planes de alimentación, busco alternativas para mejorar	.806	AR
<b>Ítem 18</b>	Busco mecanismos para mantener la motivación y alcanzar mis metas de alimentación	.837	AR
<b>Ítem 19</b>	Me mantengo pendiente de la cantidad de alimentos que consumo	.831	AO
<b>Ítem 21</b>	Si un día fallo en mis planes de alimentación, los retomo al día siguiente con más motivación	.824	AR
<b>Ítem 26</b>	Sigo las recomendaciones de expertos para mejorar mi alimentación	.816	AE
<b>Ítem 27</b>	Pongo mucha atención a la forma en que me alimento	.914	AO
<b>Ítem 28</b>	Busco los mecanismos para lograr las metas que me he planteado en cuanto a mi alimentación	.933	AR
<b>Ítem 30</b>	Una vez que establezco metas para mi alimentación, sigo de cerca mis progresos	.815	AE
<b>Nota: AO: Autoobservación; AE: Autoevaluación; AR: Autorreacción</b>			

### Fiabilidad

Los coeficientes de fiabilidad obtuvieron magnitudes elevadas tanto a nivel de puntuaciones ( $\alpha = .945$ ,  $\text{IC95\%} .922 - .959$ ) como de constructo ( $\omega = .954$ ,  $\text{IC95\%} .945 - .960$ ), sin evidenciar diferencias significativas entre ambos coeficientes ( $\Delta_{\omega-\alpha} = .009$ ).

## Invarianza de medición

La variación de los índices de ajuste brinda evidencia favorable respecto a la invarianza del modelo entre hombres y mujeres (Tabla 4), lo cual se refuerza al comparar los parámetros individuales (Anexo 1), ya que no se encontraron diferencias en cuanto a cargas factoriales ( $q < .10$ ), umbrales ( $d < 0.20$ ), y residuales ( $h < 0.10$ ) (Tabla 5).

Tabla 4. Invarianza de medición de la versión breve de la EAHA

	CFI	RMSEA (IC 90%)	$\Delta$ CFI	$\Delta$ RMSEA
<b>Configural</b>	.999	.109 (.090, .129)		
<b>Métrica</b>	.999	.034 (.000, .058)	.000	-.075
<b>Fuerte</b>	.991	.084 (.069, .099)	-.008	.050
<b>Estricta</b>	.992	.074 (.059, .089)	.001	-.010

Tabla 5. Invarianza de medición entre hombres y mujeres: magnitud del efecto

	ME $_{\lambda}$	ME $_{\tau_1}$	ME $_{\tau_2}$	ME $_{\tau_3}$	ME $_{\tau_4}$	ME $_{\Theta}$
<b>Ítem 15</b>	-0.019	0.109	-0.007	-0.051	-0.116	-0.114
<b>Ítem 18</b>	0.004	0.043	-0.075	0.014	0.045	0.029
<b>Ítem 19</b>	0.008	0.042	0.017	0.003	-0.079	0.055
<b>Ítem 21</b>	-0.005	0.177	-0.031	0.014	0.072	-0.035
<b>Ítem 26</b>	0.004	0.123	-0.011	-0.030	-0.004	0.024
<b>Ítem 27</b>	-0.003	0.079	-0.074	0.013	0.090	-0.030
<b>Ítem 28</b>	-0.002	0.162	-0.034	-0.006	0.038	-0.028
<b>Ítem 30</b>	0.016	0.173	-0.053	0.047	0.048	0.101

**Nota:** ME = magnitud del efecto;  $\lambda$  = carga factorial;  $\Theta$  = residual;  $\tau_n$  = threshold/umbral n-ésimo

## DISCUSIÓN

Este trabajo representa una actualización metodológica de los procedimientos empleados en el artículo psicométrico original<sup>(5)</sup>, ya que la posible sobreestimación del número de factores debido al método usado (regla de Kaiser) se pudo esclarecer mediante el ESEM en vista que la estructura del instrumento responde a un solo factor. Asimismo, la obtención de una versión breve con elevadas cargas factoriales, es decir, con buena representación empírica del constructo ( $\lambda > .80$ ), refuerza la idea de una selección adecuada de los ítems.

Con todo, esto no contradice la concepción inicial de la AHA como constructo complejo basado en tres procesos (autorreacción, autoobservación, y autoevaluación)<sup>(5)</sup>, pero sí consolida la idea de que se trata de procesos que ocurren de forma simultánea. De esta manera, la versión breve está focalizada en la acción y por ese motivo destacan algunos ítems originales de autorreacción ya que, en lo cotidiano, es de poca utilidad que exista buena observación y evaluación si eso no se traduce en acciones concretas que ayuden a la persona a lograr sus objetivos.

En este orden de ideas, estos hallazgos se refuerzan con una excelente fiabilidad, lo que indica que la medición recoge un monto tolerable de error de medición que no interfiere con la interpretación de las puntuaciones, es decir, que su uso en investigaciones empíricas garantiza una evaluación focalizada en el constructo; y a nivel práctico, esta situación favorecería su uso como medida de eficacia para intervenciones enfocadas en los hábitos de alimentación dado que los ítems representan conductas que son susceptibles de cambio mediante un proceso de orientación y dicho cambio podría atribuirse a la intervención y no al error de medición.

De este modo, esta versión breve es beneficiosa debido a la facilidad para incluirla en protocolos de evaluación extensos correspondientes a investigaciones multivariadas, y para usarse en entornos profesionales con fines diagnósticos y de intervención como los descritos en el párrafo anterior.

Otro aspecto que destacar es el análisis de la invarianza según sexo, el cual representa un avance en el estudio de la AHA dado que, por lo general, se analizan las propiedades psicométricas de las escalas sin considerar características muestrales (e.g., sexo) que podrían representar una fuente de sesgo en la configuración del instrumento y la interpretación de las puntuaciones, y es por ello que su implementación es necesaria<sup>(30)</sup>. Además, esto se corroboró a un nivel específico mediante la comparación individual de parámetros factoriales tales como la carga factorial como medida de representación del constructo, dando como resultado que la influencia del factor sobre los ítems fue similar entre hombres y mujeres. Del mismo modo, tampoco existieron diferencias significativas en los umbrales (thresholds), los que representan la distribución porcentual de la elección de las opciones de respuesta de los ítems, esto indica que no hubo predominancia de ciertas opciones (e.g. *nunca*) en alguno de los grupos. De este modo, si la medición de la AHA es equivalente entre hombres y mujeres, las comparaciones derivadas de su uso (e.g., diseños comparativos) o la consideración de una muestra total para fines epidemiológicos (hombres y mujeres) no estarán sesgadas.

Entre las principales limitaciones del estudio se encuentra la forma de reclutamiento de participantes, ya que se limitó a usuarios de redes sociales. Se sabe que el uso de redes sociales es menor en personas de mayor edad por lo que se desconoce el funcionamiento de la escala en grupos menos asiduos a las redes sociales. En este sentido, se recomiendan estudios posteriores con muestras aleatorias que incluyan a adultos no usuarios de redes sociales.

También se identifica como limitante que una proporción importante de participantes fueron estudiantes, y eso no es representativo de la población general. Por ello, en estudios posteriores debe buscarse una representación proporcional por grupo poblacional.

Entre las principales fortalezas de este trabajo se encuentran aportar evidencia psicométrica adicional de un instrumento que mide la autorregulación de los hábitos alimentarios en adultos mexicanos lo que permitirá poder llevar a cabo investigaciones en este grupo poblacional. Por otra parte, los procedimientos seguidos para revisar la validez y fiabilidad de la escala son los más robustos y adecuados para el tipo de variable. Además, revisar diferentes versiones de la escala

permite saber que la versión final es la que presenta mayor respaldo: unidimensional y breve.

De este modo, disponer de esta escala para población adulta mexicana es relevante dado los antecedentes de alta prevalencia de sobrepeso y obesidad en este grupo etario<sup>(2)</sup>, que requieren del desarrollo de investigaciones para comprender los factores que se le asocian, así como para evaluar el efecto de intervenciones que busquen mejorar los hábitos alimentarios y reducir la prevalencia de muchas enfermedades crónicas no transmisibles.

## CONCLUSIONES

Se concluye que la versión breve de la EAHA es esencialmente unidimensional, invariante entre hombres y mujeres, y con adecuados niveles de fiabilidad que posibilitan su uso en población adulta mexicana.

## REFERENCIAS

1. Braverman-Bronstein A, Camacho-García-Formentí D, Zepeda-Tello R, Cudhea F, Singh GM, Mozaffarian D, et al. Mortality attributable to sugar sweetened beverages consumption in Mexico: an update. *Int J Obes.* 2020 Jun;44(6):1341-9. <https://doi.org/10.1038/s41366-019-0506-x>.
2. Shamah-Levy T, Romero-Martínez M, Barrientos-Gutiérrez T, Cuevas-Nasu L, Bautista-Arredondo S, Colchero MA, et al. Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 2021 sobre Covid-19. Resultados nacionales. México: Instituto Nacional de Salud Pública, 2022. Disponible en [https://ensanut.insp.mx/encuestas/ensanutcontinua2021/doctos/informes/220804\\_E\\_nsa21\\_digital\\_4ago.pdf](https://ensanut.insp.mx/encuestas/ensanutcontinua2021/doctos/informes/220804_E_nsa21_digital_4ago.pdf)
3. Huang Y, Chen Z, Chen B, Li J, Yuan X, Li J, et al. Dietary sugar consumption and health: umbrella review. *BMJ.* 2023 Apr; 7(1): 1-18. <https://doi.org/10.1136/bmj-2022-071609>
4. Bandura A. The Primacy of Self-Regulation in Health Promotion. *Appl Psychol.* 2005 Mar; 54(1): 245-54. <https://doi.org/10.1111/j.1464-0597.2005.00208.x>
5. Campos-Uscanga Y, Lagunes-Córdoba R, Morales-Romero J, Romo-González T. Diseño y validación de una escala para valorar la autorregulación de hábitos alimentarios en estudiantes universitarios mexicanos. *ALAN.* 2015 Jan; 65(1): 44-50. Disponible en [https://ve.scielo.org/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0004-06222015000100006&lng=es&nrm=iso&tlng=es](https://ve.scielo.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0004-06222015000100006&lng=es&nrm=iso&tlng=es)
6. Alemán-Castillo SE, Perales-Torres AL, González-Pérez AL, et al. Intervención para modificar hábitos alimentarios en los refrigerios de escolares de una ciudad fronteriza México / Estados Unidos. *Glob Health Promot.* 2022 Sept;29(3):178-187. <https://doi.org/10.1177/17579759211062134>
7. Guzek D, Skolmowska D, Głabska D. Analysis of Self-Regulation of Eating Behaviors within Polish Adolescents' COVID-19 Experience (PLACE-19) Study. *Nutr.* 2022 Apr;14(8): 29-37. <https://doi.org/10.3390/nu14081679>
8. Diotaiuti P, Girelli L, Mancone S, Valente G, Bellizzi F, Misiti F, Cavicchiolo E. Psychometric properties, and measurement invariance across gender of the Italian version of the tempest self-regulation questionnaire for eating adapted for young

- adults. *Front Psychol.* 2022 Aug; 18(13):784-941. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.941784>
9. Al-Hazmi MH, Noorwali EA. Morning individuals in Saudi Arabia have higher self-regulation of eating behavior compared to evening types. *Chron Inter.* 2023 Mar;40(3):223–233. <https://doi.org/10.1080/07420528.2022.2158846>
  10. Kliemann N, Beeken RJ, Wardle J, Johnson F. Development and validation of the Self-Regulation of Eating Behaviour Questionnaire for adults. *Int J Behav Nutr Phys Act.* 2016 Dec;13(1):1-11 <https://doi.org/10.1186/s12966-016-0414-6>
  11. De Vet E, De Ridder D, Stok, M, Brunso K, Baban A, Gaspar T. Assessing self-regulation strategies: development and validation of the tempest self-regulation questionnaire for eating (TESQ-E) in adolescents. *Int J Behav Nutr Phys Act.* 2014 Dec;11(1):1-15. <https://doi.org/10.1186/s12966-014-0106-z>
  12. Monnery-Patris S, Rigal N, Peteuil A, Chabanet C, Issanchou S. Development of a new questionnaire to assess the links between children's self-regulation of eating and related parental feeding practices. *Appetite.* 2019 Jul;1(138):174–183. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2019.03.029>
  13. Neubeck M, Johann VE, Karbach J, Könen T. Age-differences in network models of self-regulation and executive control functions. *Developmental Science.* 2022 Sep; 25(5):1-13. <https://doi.org/10.1111/desc.13276>
  14. Lloret-Segura S, Ferreres-Traver A, Hernández-Baeza A, Tomás-Marco I. El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *An Psicol.* 2014 Oct;30(3):1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
  15. Jaramillo JM, Rendón MI, Muñoz L, Weis M and Trommsdorff G. Children's Self-Regulation in Cultural Contexts: The Role of Parental Socialization Theories, Goals, and Practices. *Front. Psychol.* 2017 Jun;8:(923). <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00923>
  16. Kaiser H. The application of electronic computers to factor analysis. *Edu Psychol Meas.* 1960. 20:141-151. <https://doi.org/10.1177/001316446002000116>
  17. Ferrando P. Anguiano-Carrasco C. El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles Psicol.* 2010 Apr;31(1): 18-33. Disponible en <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77812441003>
  18. Asparouhov T, Muthen B. Exploratory structural equation modeling. *Struct Equ Modeling.* 2009 Jul;16(3):397–438. <https://doi.org/10.1080/10705510903008204>
  19. Gonzalez-Sifuentes D-M, Camacho-Vega D-O Relationship Between Self-Regulated Eating Behaviour and eHealth Literacy. A Confirmatory Factorial Analysis. En: Marinescu V, editor. *Food, Nutrition and the Media.* Cham: Springer International Publishing; 2020. p. 313-8. [https://doi.org/10.1007/978-3-030-46500-1\\_22](https://doi.org/10.1007/978-3-030-46500-1_22)
  20. Campos-Uscanga Y, Gutiérrez-Ospina G, Morales-Romero J. et al. Self-regulation of eating and physical activity is lower in obese female college students as compared to their normal weight counterparts. *Eat Weight Disord.* 2017; 22, 311–319. <https://doi.org/10.1007/s40519-016-0338-9>
  21. Domínguez-Lara S, Zavaleta-Abad R, Campos-Uscanga Y, del Moral-Trinidad LE. Nuevo análisis psicométrico de la Escala de Autorregulación de la Actividad Física en universitarios mexicanos: Estructura interna y versión breve. *Retos.* 2022; 45, 897-907. <https://doi.org/10.47197/retos.v45i0.93239>
  22. del Moral-Trinidad LE, Romo-González T, Carmona-Figueroa, YP, Barranca-Enríquez A et al. Potential for body mass index as a tool to estimate body fat in young people. *Enfer Clin.* 2021; 31(2), 99-106. <https://doi.org/10.1016/j.enfcle.2020.06.004>

23. Campos-Uscanga Y, Romo-González T, del Moral-Trinidad LE, Carmona-Hernández, NI. Obesidad Y Autorregulación De La Actividad Física Y La Alimentación En Estudiantes Universitarios: Un Estudio Longitudinal. *MHSalud*. 2017 Jun; 14(1). <https://doi.org/10.15359/mhs.14-1.4>
24. Cabezas MF, Nazar G. Asociación entre autorregulación alimentaria, dieta, estado nutricional y bienestar subjetivo en adultos en Chile. *Ter Psicol*. 2022 Apr; 40(1), 1-21. <https://doi.org/10.4067/s0718-48082022000100001>
25. Teixeira PJ, Carraça EV, Marques MM, Rutter H, Oppert J, De Bourdeaudhuij I, et al. Successful behavior change in obesity interventions in adults: a systematic review of self-regulation mediators. *BMC Medicine*. 2015 Dec;13, (84):1-16. <https://doi.org/10.1186/s12916-015-0323-6>
26. Muthén LK, Muthén BO. *Mplus User's Guide*. Sixth Edition. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén. 2015
27. Dominguez-Lara S, Merino-Soto C. Estimación de la magnitud del efecto en invarianza de medición. *Aval Psicol*. 2019 Aug;18(3):328-332. <https://doi.org/10.15689/ap.2019.1803.16248.13>
28. McDonald RP, Ho MHR. Principles and practice in reporting structural equation analyses. *Psychol. Methods*. 2002 Mar;7(1):64–82. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.7.1.64>
29. Browne MW, Cudeck R. Alternative ways of assessing model fit. In Bollen KA, Long, SJ. (Eds.), *Testing structural equation models*: Sage. 1993;445–455.
30. Granero-Gallegos A, Martín-Albo Lucas J, Sicilia Á, Medina-Casabón J, Alcaraz-Ibáñez M. Análisis de los estereotipos socioculturales hacia cuerpo delgado y cuerpo musculoso: diferencias en función del sexo y discrepancia con el peso. *Rev. Psicodidáctica*. 2018 Jan;23(1):26-32. <https://doi.org/10.1016/j.psicod.2017.02.002>

## ANEXO 1

Tabla A. Parámetros factoriales de hombres y mujeres.

	Hombres						Mujeres					
	$\lambda$	$\Theta$	T <sub>1</sub>	T <sub>2</sub>	T <sub>3</sub>	T <sub>4</sub>	$\lambda$	$\Theta$	T <sub>1</sub>	T <sub>2</sub>	T <sub>3</sub>	T <sub>4</sub>
<b>Ítem 15</b>	.78 7	.38 1	-1.411	-	0.41 5	1.18 2	.82 1	.32 6	-	-	0.28 3	0.88 3
<b>Ítem 18</b>	.84 4	.28 8	-1.339	-	0.16 4	0.81 0	.83 6	.30 1	-	-	0.19 5	0.91 1
<b>Ítem 19</b>	.84 5	.28 6	-1.585	-	0.14 9	1.00 2	.83 0	.31 1	-	-	0.15 7	0.80 2
<b>Ítem 21</b>	.81 6	.33 4	-1.304	-	0.25 0	0.75 2	.82 6	.31 8	-	-	0.28 3	0.92 6
<b>Ítem 26</b>	.82 4	.32 1	-1.338	-	0.20 7	0.77 1	.81 7	.33 3	-	-	0.13 8	0.76 3
<b>Ítem 27</b>	.91 5	.16 3	-1.585	-	0.07 8	0.60 9	.92 1	.15 2	-	-	0.10 9	0.82 8
<b>Ítem 28</b>	.93 1	.13 3	-1.451	-	0.13 5	0.87 0	.93 6	.12 4	-	-	0.11 8	0.97 0
<b>Ítem 30</b>	.83 4	.30 4	-1.411	-	0.05 0	0.93 4	.80 5	.35 2	-	-	0.17 6	1.06 5

**Nota:**  $\lambda$  = carga factorial;  $\Theta$  = residual;  $\tau_n$  = threshold/umbral n-ésimo

ISSN 1695-6141

© [COPYRIGHT](#) Servicio de Publicaciones - Universidad de Murcia