

**Revista Española de Nutrición Humana y Dietética**

Spanish Journal of Human Nutrition and Dietetics

**INVESTIGACIÓN – versión *post-print***

**Esta es la versión revisada por pares aceptada para publicación. El artículo puede recibir modificaciones de estilo y de formato.**

**Análisis factorial confirmatorio del Cuestionario Breve de Conductas Alimentarias de Riesgo en universitarios mexicanos**

**Confirmatory factor analysis of the Brief Questionnaire of Risk Eating Behaviors in Mexican university students**

**Ferran Padrós Blázquez<sup>a</sup>, Blanca Edith Pintor Sánchez<sup>a</sup>, María Patricia Martínez Medina<sup>a</sup>, y Gabriela Navarro Contreras<sup>b</sup>**

<sup>a</sup> Facultad de Psicología. Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo (UMSNH), Morelia, México

<sup>b</sup> Departamento de Psicología. Universidad de Guanajuato, León, Guanajuato, México.

\* gabriela.navarro.c@gmail.com

Editor asociado: Samuel Duran Agüero, Universidad San Sebastián, Chile.

Recibido: 08/10/2021; aceptado: 27/12/2021; publicado: 19/01/2022

**CITA:** Padrós-Blázquez F, Pintor-Sánchez BE, Martínez-Medina MP, Navarro-Contreras G. Análisis factorial confirmatorio del Cuestionario Breve de Conductas Alimentarias de Riesgo en universitarios mexicanos. Rev Esp Nutr Hum Diet. 2022; 26(1). doi: 10.14306/renhyd.26.1.1487 [ahead of print]

La Revista Española de Nutrición Humana y Dietética se esfuerza por mantener a un sistema de publicación continua, de modo que los artículos se publican antes de su formato final (antes de que el número al que pertenecen se haya cerrado y/o publicado). De este modo, intentamos poner los artículos a disposición de los lectores/usuarios lo antes posible.

*The Spanish Journal of Human Nutrition and Dietetics strives to maintain a continuous publication system, so that the articles are published before its final format (before the number to which they belong is closed and/or published). In this way, we try to put the articles available to readers/users as soon as possible.*

## RESUMEN

**Introducción:** Las principales conductas de riesgo para el desarrollo de los trastornos de la conducta alimentaria (TCA) han proliferado y su frecuencia es preocupante en adolescentes. Resulta de gran interés contar con instrumentos psicométrica y culturalmente válidos para detectar de forma temprana los TCA. Por ello, el objetivo de la presente investigación fue estudiar la validez de constructo y confiabilidad del Cuestionario Breve de Conductas Alimentarias de Riesgo (CBCAR) en población michoacana.

**Metodología:** Se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) y un análisis de consistencia interna de la CBCAR aplicada a 1185 universitarios.

**Resultados:** Se analizó el ajuste del modelo de tres factores a través del AFC, en la muestra total y las submuestras por sexo, se observó un ajuste aceptable, aunque algo peor en la muestra de hombres. El alfa de Cronbach para la escala total fue de .76 y los valores para las subescalas derivadas también fueron aceptables.

**Conclusiones:** Se concluye que el instrumento es adecuado para población universitaria michoacana y hasta un 30.8% de la muestra obtuvo puntuaciones que sugieren riesgo de TCA.

**Palabras clave:** Trastornos alimentarios; Encuestas y Cuestionarios; Adulto joven; Psicometría; Análisis factorial.

## ABSTRACT

**Introduction:** The main risk behaviors for the development of eating disorders (ED) have proliferated and their frequency is worrying in adolescents. It is of great interest to have instruments psychometrically and culturally proper to provide the earliest detection of ED. Therefore, the objective of the present investigation was studying the construct validity and reliability of the Brief Questionnaire of Risk Eating Behaviors (BQREB) for Michoacan population.

**Material and methods:** A confirmatory factor analysis (CFA) and internal consistency analysis was performed at the scale applied to 1185 university students.

**Results:** The adjustment of three-factor model was analyzed through the CFA, in the total sample and the subsamples by sex, an acceptable adjustment was observed, although something worse in the men's subsample. The Cronbach's alpha for the total scale was .76 and the values of the subscales were also acceptable.

**Conclusion:** It is concluded that the instrument is suitable for Michoacan university population and up to 30.8% of the sample obtained scores that suggest a risk of ED.

**Keywords:** Eating Disorders; Surveys and Questionnaires; Young Adult; Psychometrics; Factor Analysis, Statistical.

## MENSAJES CLAVE:

- Existe un preocupante porcentaje de personas con riesgo de trastornos de conducta alimentaria (TCA).
- El Cuestionario Breve de Conductas Alimentarias de Riesgo (CBCAR) ha mostrado adecuadas propiedades psicométricas en población mexicana.
- La estructura de tres factores del CBCAR ha sido corroborada a través de un Análisis Factorial Confirmatorio, así como la adecuada consistencia interna y bondad de los ítems en estudiantes universitarios de Michoacán.
- Más de un 30% de universitarios mostraron puntuaciones que sugieren riesgo de TCA, lo que sugiere la implementación de programas preventivos eficaces.

## INTRODUCCIÓN

Los trastornos de la conducta alimentaria (TCA) son graves trastornos mentales que se asocian con importantes complicaciones físicas y otras alteraciones psicológicas (1-2) y afectan a un importante número de personas, con mayor frecuencia en la juventud y al género femenino (3-4). En la Ciudad de México, se han observado tasas de anorexia nerviosa (AN) de alrededor del 0.5%; bulimia nerviosa (BN) sobre 1%; y del trastorno de atracones sobre el 1.4% (5). En un estudio reciente se ha reportado un incremento considerable de conductas alimentarias de riesgo entre 2006 y 2018 (6). Así mismo, también son más frecuentes en el género femenino (6-7), espacialmente aquellas que presentan exceso de peso (8).

La preocupación por el peso y la insatisfacción corporal, así como la práctica de dietas, tradicionalmente han sido considerados factores de riesgo para el desarrollo de los TCA (9). Neumark-Sztainer, Wall, Larson, Eisenberg y Loth (10) reportaron en adolescentes, que el hecho de iniciar dietas con la finalidad de adelgazar (por cuestiones de imagen corporal), junto a la realización de otras conductas anómalas de alimentación, son potentes predictores de riesgo de TCA.

Las principales conductas consideradas de riesgo para el desarrollo de TCA incluyen: en primer lugar, preocupación e interés excesivo por la relación de los alimentos con el peso corporal (que, aunque es una cognición, se ha contemplado como un índice de riesgo que merece formar parte de las evaluaciones sobre conductas de riesgo de TCA's). Por otro lado, conductas observables como; mediciones ponderales muy frecuentes, práctica de dietas muy restrictivas, ingesta de grandes cantidades de alimento en periodos de tiempo muy reducidos, vómito autoinducido, uso y abuso de diuréticos, laxantes y otros fármacos con la finalidad de perder peso (4). Este tipo de comportamientos han proliferado sobre todo en la sociedad occidental. Por ello, resulta de gran interés disponer de instrumentos psicométricos con la finalidad de detectar de forma temprana este tipo de comportamientos. De acuerdo con algunos estudios (11-12) la cifra de personas con riesgo alto para el desarrollo de TCA en México es del 2.8% en hombres, y entre 8.4 y 10.1% en mujeres.

La construcción de escalas para la medición de alteraciones en la conducta alimentaria y la insatisfacción corporal en México son de principios de siglo, anteriormente se realizaba investigación utilizando inventarios de origen estadounidense y algunos construidos en España, como el Eating Attitudes Test (EAT-40) de Garner y Garfinkel (13), el Eating Disorder Inventory (EDI) de Garner, Olmstead y Polivy (14), validado para población mexicana (15) y el Cuestionario de

Influencias del Modelo Estético Corporal (CIMEC) de Toro, Salamero y Martínez (16), adaptado a población mexicana(17-18).

El Cuestionario Breve de Conductas Alimentarias de Riesgo (CBCAR), de Unikel, Bojórquez y Carreño-García (19) fue construido en México, con base en los criterios diagnósticos del DSM-IV (20) mismo que ha mostrado poseer aceptables propiedades psicométricas (12, 19, 21-22). En la validación realizada por Unikel et al. (19) con jóvenes con edad promedio de 19.3 (4.3) se identificaron tres factores: Atracón-purga (compuesto por los ítems 2, 3, 4 y 5), Medidas compensatorias (con 8, 9 y 10), y Restricción (ítems 1, 6 y 7), que explicaron 64.7% de la varianza. Sin embargo, el análisis factorial realizado por Saucedo y Unikel (12) con población infantil con edad promedio de 14.5 (DE = 1.8) también agrupó los ítems en tres factores que explicaron 56.2% de la varianza en mujeres y 63.6% en hombres. Pero la distribución de los ítems resultó diferente por sexo, y ninguna coincidió con la hallada en el estudio de Unikel et al. (19). Debe destacarse que hasta la fecha no se ha realizado ningún análisis confirmatorio con la finalidad de probar la estructura factorial del CBCAR.

Respecto a la consistencia interna del CBCAR, en el estudio de Unikel et al. (19) obtuvieron un valor de alfa de Cronbach de .83. Posteriormente, en el análisis de confiabilidad de Saucedo y Unikel (12) se obtuvo un alfa de Cronbach de 0.72 para mujeres y 0.63 para hombres, lo cual podría ser debido a que el ítem sobre el uso de laxantes obtuvo una correlación ítem-total menor a .28, sin embargo, éste no se eliminó, porque al hacerlo no aumentaba la confiabilidad del instrumento.

En México, el CBCAR se ha estudiado psicométricamente en población de la Ciudad de México y del estado de Hidalgo, pero no del estado de Michoacán. Asimismo, nunca se ha comprobado la estructura interna del instrumento. Por ello, el objetivo principal de la presente investigación fue probar la validez de constructo del CBCAR a través de un análisis factorial confirmatorio (AFC), asimismo, determinar la consistencia interna total y por factor del instrumento. Debido a que la utilidad principal del CBCAR es la de cribaje, y que se ha descrito mayor riesgo en mujeres y jóvenes, los objetivos específicos fueron estimar la población que puede encontrarse en riesgo de TCA en universitarios de Michoacán, así como estudiar la posible relación entre el sexo y la edad con el CBCAR en dicha población.

## METODOLOGÍA

### Participantes

La muestra fue no probabilística por conveniencia, y estuvo conformada por 1185 estudiantes de nivel licenciatura (de las carreras de Odontología, Contaduría y Ciencias Administrativas, Historia y Psicología) de una universidad pública, en edades comprendidas entre 17 y 38 años (M = 18.78, DE = 1.72); 798 mujeres (67.3%) cuya edad oscilaba entre 17 y 38 (M = 18.76, DE = 1.90) y 387 hombres (32.7%) con edades comprendidas entre 17 y 24 (M = 18.84, DE = 1.26). Todos los participantes residentes de la ciudad de Morelia o alrededores (Michoacán).

### Instrumento

Cuestionario Breve de Conductas Alimentarias de Riesgo (CBCAR), elaborado por Unikel et al. (19). Se compone de 10 ítems que describen comportamientos alimentarios anómalos característicos de los TCA. El cuestionario ofrece cuatro opciones de respuesta (nunca o casi nunca = 0, algunas veces = 1, frecuentemente = 2 y muy frecuentemente = 3). Se suman las puntuaciones de todos los ítems y se interpreta de la siguiente manera: a mayor puntuación, mayor nivel de riesgo para el desarrollo de TCA. Se ha señalado que una puntuación superior a 10 puntos indica riesgo (11-12).

### Procedimiento

Después de que el protocolo de la investigación fuera aprobado por el Comité de Ética de la facultad de Psicología de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, se solicitó permiso a las autoridades de cuatro facultades de la misma Universidad para la administración del instrumento a los estudiantes. Posteriormente se acudió a las diferentes aulas para explicar a los docentes y a los alumnos el objetivo de la investigación, solicitando la participación voluntaria de los estudiantes, garantizándoles el resguardo de la identidad de sus datos. Todos los participantes firmaron el consentimiento informado y cumplieron el cuestionario. Posteriormente, respondieron con lápiz y papel el cuestionario con una duración aproximada de 7 minutos.

Los análisis estadísticos se realizaron mediante el programa SPSS v. 17.0 para Windows, excepto el AFC, que se realizó haciendo uso del programa de ecuaciones estructurales EQS v. 6.

Se emplearon los siguientes indicadores de bondad de ajuste:  $S-B\chi^2 = \chi^2$  escalado de Satorra-Bentler, dividido entre grados de libertad (valores de  $S-B\chi^2 \leq 5.0$  y valores de  $S-B\chi^2$  no significativos indican buen ajuste del modelo); NFI = índice de ajuste normalizado; NNFI = Índice de ajuste no-normalizado; CFI = Índice de bondad de ajuste comparativo; GFI = Índice de bondad

de ajuste; AGFI = Índice de bondad de ajuste ajustado (valores de NFI, NNFI, CFI, GFI y AGFI  $\geq$  .90 señalan buen ajuste); SRMR = Residual cuadrático medio estandarizado; RMSEA = Error cuadrático medio de aproximación (valores de SRMR y RMSEA  $\leq$  .08 indican buen ajuste) se siguieron los criterios de interpretación de los índices de bondad de ajuste sugeridos en Hu y Bentler (23).

## RESULTADOS

Se realizó un análisis factorial confirmatorio, siguiendo el modelo de máxima verosimilitud al modelo (19) de tres factores (Restricción integrado por los ítems 1, 6 y 7; Atracón-Purga por los reactivos 2, 3, 4 y 5; y Medidas compensatorias por los ítems 8, 9 y 10) en la muestra total y con las submuestras integradas por mujeres y por hombres respectivamente. Debido a que el tipo de respuesta es tipo Likert y, sobre todo, teniendo presente la naturaleza de lo que se está evaluando (la presencia de conductas anómalas e infrecuentes de modo que las distribuciones no se ajustan a la ley normal), se utilizó el método de distribución ML-Robusto.

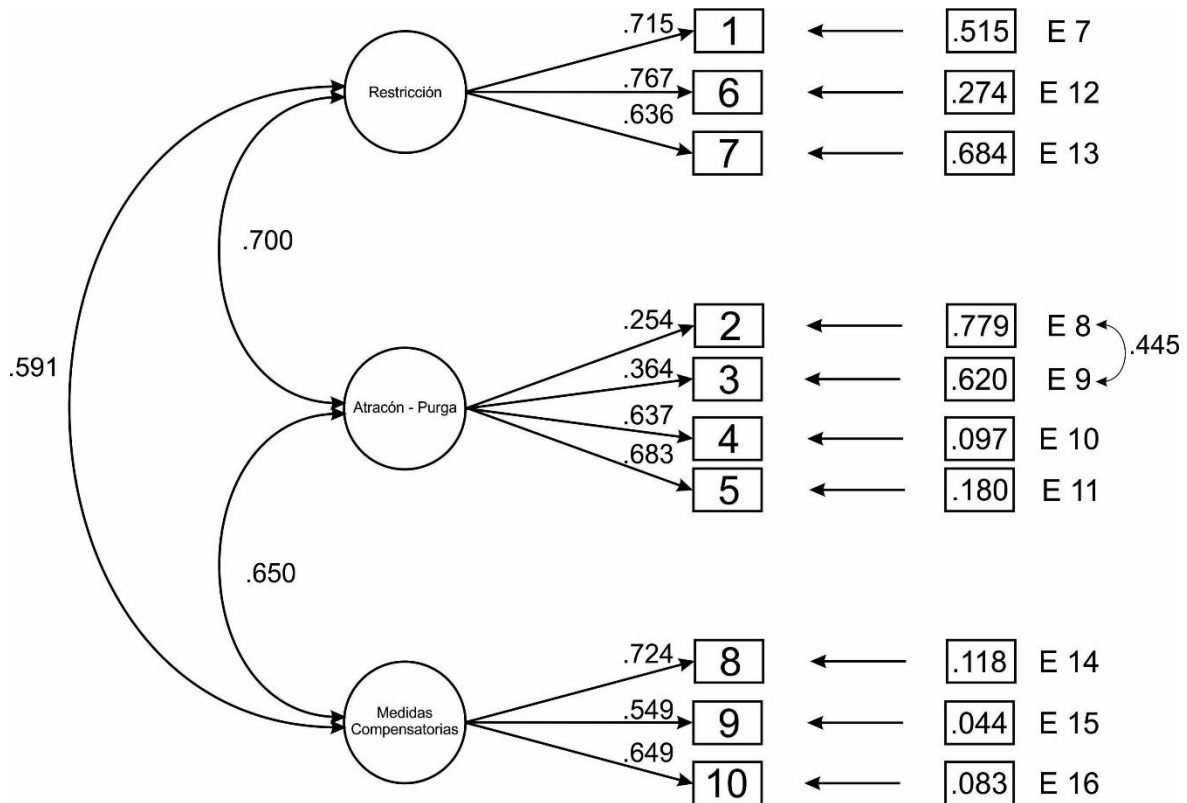
El valor de  $S-B\chi^2$  del modelo en la muestra total y en las muestras integradas por cada uno de los sexos fueron adecuados, aunque en todos los casos resultaron significativos ( $p < .001$ ). Pero debe destacarse que todos los otros índices de bondad de ajuste sugieren un adecuado ajuste de modelo en la muestra total y la submuestra de mujeres. Sin embargo, en la muestra constituida solo por hombres los índices NFI y NNFI no resultan adecuados (Tabla 1).

**Tabla 1.** Índices de bondad de ajuste del AFC de las tres muestras (Total, femenina y masculina) del CBCAR.

Muestra	S-B $\chi^2$	NFI	NNFI	CFI	GFI	AGFI	SRMR	RMSEA
Total	3.35	0.93	0.91	0.94	0.97	0.94	0.04	0.07
Femenina	2.55	0.93	0.92	0.94	0.97	0.94	0.04	0.07
Masculina	1.94	0.89	0.88	0.92	0.95	0.91	0.06	0.08

Nota: Índices corregidos (método robusto).  $S-B\chi^2 = \chi^2$  escalado de Satorra-Bentler, dividido entre grados de libertad; NFI = índice de ajuste normalizado; NNFI = índice de ajuste no normalizado; CFI = índice de bondad de ajuste comparativo; GFI = índice de bondad de ajuste; AGFI = índice de bondad de ajuste ajustado; SRMR = Residual cuadrático medio estandarizado; RMSEA = Error cuadrático medio de aproximación.

En la Figura 1 pueden observarse las moderadas relaciones entre los tres factores. Además, se observa que los reactivos 2 y 3 del factor "Atracción Purga" son algo bajos, pero resultan aceptables.



**Figura 1.** Diagrama de flujo del modelo de tres factores del CBCAR.

La consistencia interna del total de la escala en la muestra total resultó de .756, fue superior en la submuestra de mujeres .780, e inferior en la submuestra de hombres .684 (todos valores de alfa de Cronbach). Por otro lado, los factores también mostraron adecuada consistencia interna: "Atracción-purga" ( $\alpha = .583$ ), "Medidas compensatorias" ( $\alpha = .646$ ), y "Restricción" ( $\alpha = .748$ ). Todos los ítems correlacionaron con el total de la escala (corregido), con valores superiores a .30, y ninguno al ser eliminado hace incrementar el valor  $\alpha$  de la escala (ver Tabla 2).



**Tabla 2.** Análisis de confiabilidad del CBCAR.

Ítems	M	DE	Correlación ítem escala total (corregida)	Alfa de la escala total si se elimina ítem
1. Me ha preocupado engordar	1.28	1.03	0.59	0.71
2. En ocasiones he comido demasiado, me he atascado de comida	1.14	0.91	0.33	0.75
3. He perdido el control sobre lo que como (tengo la sensación de no poder parar de comer)	0.56	0.84	0.40	0.74
4. He vomitado después de comer, para tratar de bajar de peso	0.09	0.40	0.43	0.74
5. He hecho ayunos (dejar de comer por 12 horas o más) para tratar de bajar de peso	0.23	0.58	0.47	0.73
6. He hecho dieta para tratar de bajar de peso	0.50	0.82	0.60	0.71
7. He hecho ejercicio para tratar de bajar de peso	1.26	1.07	0.47	0.73
8. He usado pastillas para tratar de bajar de peso	0.13	0.50	0.45	0.74
9. He tomado diuréticos (sustancia para perder agua) para tratar de bajar de peso	0.04	0.25	0.31	0.75
10. He tomada laxantes (sustancia para facilitar la evacuación) para tratar de bajar de peso	0.08	0.38	0.41	0.74

M: Media; DE: Desviación Estándar.

Los ítems con medias más elevadas fueron el 1 y el 7 (referidos a la preocupación por engordar y a la realización de ejercicio para bajar de peso), también son los que mostraron mayor dispersión. Los ítems referidos a la provocación del vómito y consumo de medicamentos, laxantes y diuréticos fueron los que mostraron medias más bajas (ver Tabla 2). La media del CBCAR en la muestra total fue de 5.30 (DE = 4.10), con valor mínimo de 0 y máximo de 27. En la muestra total la moda fue de 3, un 69.2% no manifestó riesgo de TCA, 20.7% mostró riesgo moderado (puntuaciones de 7 a 10, criterio sugerido por varios autores (24-25) y el 10.1% riesgo elevado (puntuación > 10), criterio sugerido por varios autores (11-12, 24). En la submuestra femenina, el 68.4% obtuvo una puntuación que sugiere ausencia de riesgo, el 19.5% mostró riesgo moderado y el 12.3% riesgo elevado. Respecto a la submuestra masculina, el 70.8% no manifestó riesgo, el 23.0% riesgo moderado y el 6.3% riesgo elevado. Las diferencias en la distribución de la muestra por grupos de riesgo resultaron significativas ( $\chi^2 = 10,445$ ,  $p = 0.005$ ).

Finalmente, respecto a las variables sociodemográficas, se encontró que la media obtenida por las mujeres (M = 5.6, DE = 4.32) resultó significativamente (Prueba U de Mann-Whitney,  $p = .039$ ) mayor a la mostrada por los hombres (M = 4.68, DE = 3.53). Por otro lado, no se observó relación significativa entre la edad y la puntuación del CBCAR ( $R = 0.024$ ,  $p = 0.411$ ).

## DISCUSIÓN

El presente estudio tuvo como objetivo principal comprobar a través de un AFC la estructura interna, así como determinar la consistencia interna de cada factor y total del CBCAR en población michoacana. Los resultados del AFC muestran que el modelo (19) de tres factores resulta aceptable para la muestra total y la de mujeres. Sin embargo, los resultados son dudosos respecto a la submuestra constituida solo por participantes masculinos. El peor ajuste observado en la submuestra de varones es congruente con los resultados obtenidos en el estudio de Saucedo y Unikel (12) donde la muestra de varones mostró una estructura diferente y dudosa. Las peculiaridades culturales en México y otros países sobre las diferencias en las prácticas conductuales (consumo de laxantes, diuréticos, etc.) así como la idealización de la imagen masculina (valorando más la fortaleza) y femenina (valorando más delgadez), podrían explicar las diferencias en las propiedades psicométricas halladas entre hombres y mujeres.

Nótese que en el primer factor etiquetado como Restricción y en el tercero, nombrado Medidas compensatorias, se observan cargas factoriales elevadas entre el factor y cada uno de los reactivos que los componen, también son factores que aparecen en los estudios previos (12, 19, 21-22). Respecto al segundo factor (atracción-purga) destacan los bajos valores de las cargas factoriales de

los reactivos 2 (En ocasiones he comido demasiado, me he atascado de comida) y 3 (He perdido el control sobre lo que como (tengo la sensación de no poder parar de comer) ambos aluden al atracón.

Respecto a la bondad de los ítems, quisiéramos señalar que los ítems han mostrado en general propiedades psicométricas adecuadas, incluso mejores que las observadas en estudios previos, ya que se había detectado que el ítem referente al uso de laxantes había mostrado dudosas propiedades psicométricas (12). La consistencia interna del cuestionario también resultó aceptable en la muestra total, algo menor que la hallada en algunos estudios previos (19, 26), pero superior a la reportada en las investigaciones de Saucedo y Unikel (12) y Unikel et al. (22). En la submuestra de mujeres se observó mayor consistencia interna, aunque menor que la reportada por Unikel et al. (19) que se realizó solo con participantes femeninas. El valor de alfa de Cronbach resultó menor en la submuestra varonil, aunque los valores de ambas submuestras fueron superiores a los reportados en Saucedo y Unikel (12), pero también en dicho estudio, se observa una notable diferencia entre mujeres y hombres. Por otro lado, los índices de consistencia interna manifestada por las posibles subescalas también resultaron aceptables, aunque algo menores a los reportados en Unikel et al., (21). Las mejores propiedades psicométricas observadas en la presente investigación podrían deberse a la homogeneidad en la edad y nivel educativo de la muestra, ya que todos eran estudiantes universitarios.

Respecto al porcentaje de universitarios que mostraron riesgo elevado de TCA, los datos son preocupantes, debido a que hasta 10% puede considerarse que están en alto riesgo de padecer un TCA, porcentaje que está por encima de lo hallado en estudios previos (11-12, 24, 27) y por debajo de lo reportado por Saucedo-Molina, Zaragoza-Cortés y Villalón (28) en mujeres del estado de Hidalgo. El mayor porcentaje observado de participantes femeninas que manifiestan riesgo no coincide con lo reportado por Gutiérrez et al., (27). Por la media mostrada por los ítems, se infiere que las conductas de riesgo más frecuentes aluden a la preocupación por engordar y a la realización de ejercicio para bajar de peso, y las que se muestran con menor frecuencia son las que se incluyen en el factor de Purga-Medicación lo cual coincide con lo reportado por Saucedo y Unikel (12).

Respecto a la mayor puntuación hallada en el cuestionario por la muestra femenina, debe comentarse que coincide con los estudios previos sobre la escala (11-12, 24) y también es congruente con los estudios epidemiológicos (3-4). Sobre la ausencia de relación observada entre la puntuación del cuestionario y la edad se atribuye a la poca variabilidad de la muestra respecto a dicha variable, sería conveniente en un futuro contar con muestras con mayor variabilidad

respecto a la edad, para poder corroborar que los jóvenes representan el grupo de mayor riesgo de TCA.

Se considera necesario señalar algunas limitaciones, una de las cuales se refiere a que en la muestra se incluyeron alumnos de Psicología, lo cuales debido a sus conocimientos sobre psicopatología, Psicometría, etc. pueden responder de forma diferente a la de estudiantes de otras carreras, sin embargo debe comentarse que los estudiantes eran de los primeros dos años. Asimismo, el presente estudio se ha realizado preservando el anonimato de los participantes, ello pudo influir en las respuestas, ya que la defensividad se reduce. De modo que sería conveniente en posteriores estudios hacer uso de muestras constituidas por personas que revelan su identidad y observar si hay diferencias en las puntuaciones de las personas que responden al cuestionario CBCAR de forma anónima. Es necesario comentar que tampoco se estudiaron otras propiedades psicométricas como la fiabilidad temporal del cuestionario, la validez discriminante, validez predictiva (mediante estudios prospectivos) y la sensibilidad al cambio después de someter a participantes a tratamientos eficaces, las cuales sería conveniente estudiar en ulteriores investigaciones.

Puede concluirse que el CBCAR manifiesta una estructura interna de tres factores y una consistencia interna adecuada, considerando que se trata de un instrumento de tamizaje, resulta adecuado para población de universitarios michoacanos. También debe destacarse que el porcentaje de estudiantes en riesgo de TCA es elevado, y sugiere la implementación de programas de prevención eficaces, véase una revisión en Le, Barendregt, Hay y Mihalopoulos (29).

## **CONCLUSIONES**

El CBCAR manifiesta una estructura interna de tres factores y una consistencia interna adecuada, considerando que se trata de un instrumento de tamizaje, resulta adecuado para población de universitarios michoacanos. También debe destacarse que el porcentaje de estudiantes en riesgo de TCA es elevado, lo cual sugiere la implementación de programas de prevención eficaces.

### **CONTRIBUCIÓN DE AUTORÍA**

F. P-B y BE. P-S, contribuyeron a la creación y diseño del estudio F.P-B y G.N-C diseñaron el plan estadístico e interpretaron los datos. BE. P-S y MP.M-M, realizaron la búsqueda de literatura. F. P-B realizó los análisis y escribió el primer borrador con la ayuda de G.N-C, BE.P-S y MP.M-M. Todas las personas autoras revisaron críticamente esta y las versiones anteriores del documento.

### **FINANCIACIÓN**

El presente estudio se realizó con la financiación de la Coordinación de Investigación Científica de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo.

### **CONFLICTO DE INTERESES**

Los autores y autoras expresan que no existen conflictos de interés al redactar el manuscrito.

## REFERENCIAS

- (1) Herpertz-Dahlmann B. Adolescent eating disorders: update on definitions, symptomatology, epidemiology, and comorbidity. *Child Adolesc Psychiatr Clin*. 2015; 24(1): 177-196, doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.chc.2014.08.003>.
- (2) Keski-Rahkonen A & Mustelin L. Epidemiology of eating disorders in Europe: prevalence, incidence, comorbidity, course, consequences, and risk factors. *Current Opinion in Psychiatry*. 2016; 29(6): 340-345, doi: <https://doi.org/10.1097/YCO.0000000000000278>.
- (3) Mitchison D, Hay P, Slewa-Younan S. The changing demographic profile of eating disorder behaviors in the community. *BMC Public Health*. 2014; 14 (1): 1-9, doi: <https://doi.org/10.1186/1471-2458-14-943>.
- (4) Raich R M. *Anorexia, Bulimia y otros trastornos alimentarios*. Madrid: Pirámide; 2011.
- (5) Benjet C, Méndez E, Borges G, y Medina M. Epidemiología de los trastornos de la conducta alimentaria en una muestra representativa de adolescentes. *Salud Mental*. 2012; 35(6): 483-490.
- (6) Villalobos A, Unikel C, Hernández-Serrato MI, y Bojórquez I. Evolución de las conductas alimentarias de riesgo en adolescentes mexicanos, 2006-2018. *Salud Pública de México*. 2020; 62: 734-744, doi: <https://doi.org/10.21149/11545>.
- (7) Caldera-Zamora I, Martín del Campo-Rayas P, Caldera-Montes J, Reynoso-González O, y Zamora Betancourt M. Predictores de conductas alimentarias de riesgo en estudiantes de bachillerato. *Revista mexicana de trastornos alimentarios*. 2019; 10(1): 22-31, doi: <http://dx.doi.org/10.22201/fesi.20071523e.2019.1.519>.
- (8) Franco-Paredes K, Díaz-Reséndiz F y Bautista-Díaz M L. Estatus de peso, conductas alimentarias de riesgo e insatisfacción corporal en mujeres adolescentes y jóvenes: Conductas alimentarias de riesgo en adolescentes y jóvenes. *Archivos de Medicina (Manizales)*. 2019; 19(2): 303-312, doi: <https://doi.org/10.30554/archmed.19.2.3283.2019>.
- (9) Rosenvinge J H & Pettersen G. Epidemiology of eating disorders part II: an update with a special reference to the DSM-5. *Advances in Eating Disorders: Theory, Research and Practice*. 2015;3(2): 198-220, doi: <https://doi.org/10.1080/21662630.2014.940549>.
- (10) Neumark-Sztainer D, Wall M, Larson N I, Eisenberg M E & Loth K. Dieting and Disordered Eating Behaviors from Adolescence to Young Adulthood: Findings from a 10-Year Longitudinal Study. *J Am Diet Assoc*. 2011; 111(7): 1004-1011, doi: <https://doi.org/10.1016/j.jada.2011.04.012>.

- (11) Nuño B, Celis A, y Unikel C. Prevalencia y factores asociados a las conductas alimentarias de riesgo en adolescentes escolares de Guadalajara según sexo. *Rev Invest Clin.* 2009; 61(4): 286- 293.
- (12) Saucedo T y Unikel C. Conductas alimentarias de riesgo, interiorización del ideal estético de delgadez e índice de masa corporal en estudiantes hidalguenses de preparatoria y licenciatura de una institución privada. *Salud mental.* 2010; 33(1): 11-19.
- (13) Garner D M, & Garfinkel P E. The Eating Attitudes Test: An index of the symptoms of anorexia nervosa. *Psychol Med.*1979; 9(2): 273-279, doi: <http://dx.doi.org/10.1017/S0033291700030762>.
- (14) Garner D M, Olmstead M P, & Polivy J. Development and validation of a multidimensional eating disorder inventory for anorexia nervosa and bulimia. *Int J Eat Disord.* 1983; 2(2): 15-34, doi: [http://dx.doi.org/10.1002/1098-108X\(198321\)2:2%3C15::AID-EAT2260020203%3E3.0.CO;2-6](http://dx.doi.org/10.1002/1098-108X(198321)2:2%3C15::AID-EAT2260020203%3E3.0.CO;2-6).
- (15) Unikel C, Bojórquez I, Carreño-García S y Caballero-Romo A. Validación del Eating Disorder Inventory en una muestra de mujeres mexicanas con trastorno de la conducta alimentaria. *Salud Mental.* 2006; 29(2): 44-51.
- (16) Toro J, Salamero M, & Martínez E. Assessment of sociocultural influences on the aesthetic body shape model in anorexia nervosa. *Acta Psychiatr Scand.* 1994;89(3): 147-151, doi: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1600-0447.1994.tb08084.x>.
- (17) Vázquez R, Álvarez G, y Mancilla J M. Consistencia interna y estructura factorial del Cuestionario de Influencia de los Modelos Estéticos Corporales (CIMEC), en población mexicana. *Salud Mental.* 2000; 23(6): 18-24.
- (18) Vázquez R, Velázquez G, López X, Álvarez G, Mancilla J y Franco K. Consistencia interna y estructura factorial del cuestionario de Influencias del modelo estético corporal (CIMEC) en estudiantes mexicanos. *Psicología y Ciencia Social.* 2012; 12(1 y 2), 5-11.
- (19) Unikel C, Bojórquez I y Carreño-García S. Validación de un cuestionario breve para medir conductas alimentarias de riesgo. *Salud Pública Mex.* 2004;46(6): 509-515.
- (20) American Psychiatric Association. *Diagnostic and statistical manual of mental disorders.* Washington DC: Autor; 1994.
- (21) Unikel C, Díaz de León C y Rivera-Márquez J A. Conductas alimentarias de riesgo y factores de riesgo asociados: Desarrollo y validación de instrumentos de medición, Núm. 129. Ed. Casa abierta al tiempo, Universidad Autónoma Metropolitana. Ciudad de México; 2017.

- (22) Unikel C, Villatoro J, Medina-Mora M, Fleiz C, Alcántara E, y Hernández S. Conductas alimentarias de riesgo en adolescentes mexicanos. Datos en población estudiantil del Distrito Federal. *Rev Invest Clin.* 2000; 52: 140-147.
- (23) Hu L T, & Bentler P M. Cut off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal.* 1999; 6(1): 1-5, doi: <https://doi.org/10.1080%2F10705519909540118>.
- (24) Altamirano M B, Vizmanos B, y Unikel C. Continuo de conductas alimentarias de riesgo en adolescentes de México. *Rev Panam Salud Publica.* 2011; 30(5): 401-407.
- (25) Unikel C, Díaz de León Vázquez C, Rivera-Márquez J A. Conductas alimentarias de riesgo y correlatos psicosociales en estudiantes universitarios de primer ingreso con sobrepeso y obesidad. *Salud Mental.* 2016;39(3): 141-148.
- (26) Quintero G C, Angelucci L, y Arjona G Q. Autoconcepto físico y conductas alimentarias de riesgo en estudiantes universitarios. *Revista Ciencia UNEMI.* 2016;9(17): 108-116, doi: <https://doi.org/10.29076/issn.2528-7737vol9iss17.2016pp108-116p>.
- (27) Gutiérrez A G Q, Rosendo G G, Trujillo J G, Díaz R P, y Sánchez J V. Prevalencia de conductas alimentarias de riesgo y síndrome metabólico en escolares adolescentes del estado de Morelos. *Nutrición Hospitalaria.* 2018; 35(4): 796-804, doi: <https://doi.org/10.20960%2Fnh.1618>
- (28) Saucedo-Molina T J, Zaragoza-Cortés J, y Villalón L. Sintomatología de trastornos alimentarios: Estudio comparativo entre mujeres universitarias mexicanas y canadienses. *Revista mexicana de trastornos alimentarios.* 2017; 8(2): 97-104, doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.rmta.2017.05.002>
- (29) Le LK, Barendregt JJ, Hay P, Sawyer SM, Hughes EK, Mihalopoulos C. The modeled cost-effectiveness of family-based and adolescent-focused treatment for anorexia nervosa. *Int J Eat Disord.* 2017; 50(12): 1356-1366, doi: 10.1002/eat.22786.