

Modelo de sesgo de peso internalizado sobre la imagen corporal, conducta alimentaria y control fotográfico

Model of weight bias internalization over body image, eating behavior and photographic control

Modelo de viés de peso internalizado sobre a imagem corporal, comportamento alimentar e controle fotográfico

<https://doi.org/10.21803/penamer.19.39.920>

Daniela Roldán Barrios

<https://orcid.org/0009-0007-5026-8768>

José Moral de la Rubia

<https://orcid.org/0000-0003-1856-1458>

Cecilia Meza Peña

<https://orcid.org/0000-0003-3678-2836>

Resumen

Introducción: Se ha demostrado que el sesgo de peso internalizado (SPI) aumenta la insatisfacción con la imagen corporal (IIC), las conductas alimentarias de riesgo (CAR) y el control de la imagen corporal en fotografías (CICF); **Objetivo:** Probar un modelo que prediga directamente IC, e indirectamente CAR y CICF a través de IC, mediante el análisis de senderos; **Metodología:** La muestra incluyó a 187 adolescentes mexicanos, con una edad promedio de 13.26 años. Se utilizaron cuatro escalas validadas en español y para adolescentes. Se utilizó el análisis de senderos para probar el modelo estructural. Esto implicó un análisis de un solo grupo y un análisis multigrupo. Ambos análisis se realizaron utilizando el método de mínimos cuadrados libres de distribución asintótica; **Resultados:** El modelo tuvo un buen ajuste y fue validado en la muestra de un solo grupo. Asimismo, el análisis multigrupo reveló que el modelo es adecuado para ambos sexos, pero no es invariante. **Conclusiones:** El modelo en el que SPI predice directamente IC; e indirectamente CAR y CICF a través de IC, es válido para una muestra de adolescentes mexicanos, teniendo mayor capacidad predictiva en mujeres.

Palabras clave: Adolescentes; Insatisfacción corporal; Trastornos de la alimentación; Prejuicios relacionados con el peso.

Abstract

Introduction: It has been proved that weight bias internalization (WBI) enhances body image dissatisfaction (BID), risky eating behaviors (REB) and body image control in photographs (BICP); **Objective:** Test a model which directly predicts BID, and indirectly predicts REB and BICP through BID, using path analysis; **Methodology:** The sample included 187 Mexican adolescents, with an average age of 13.26 years old. Four scales validated in Spanish and for adolescents were used. Path analysis was used to test the structural model. This involved a single-group analysis and a multigroup analysis. Both analyses were performed using the asymptotically distribution-free least squares method; **Results:** The model had a good fit and was validated in the single-group sample. The multigroup analysis revealed that the model is suitable for both sexes, but it is not invariant. **Conclusions:** The model in which WBI directly predicts BID; and indirectly REB and BICP through BID, is validated in a sample of Mexican adolescents, having greater predictive capacity in women.

Keywords: Adolescent; Body Dissatisfaction; Feeding and Eating Disorders; Weight Bais

¿Cómo citar este artículo?

Roldán, D., Moral, J. y Meza, C. (2026). Modelo de sesgo de peso internalizado sobre la imagen corporal, conducta alimentaria y control fotográfico. *Pensamiento Americano*, e#920. 19(39), DOI: <https://doi.org/10.21803/penamer.19.39.920>



Resumo

Introdução: Foi demonstrado que o viés de peso internalizado (SPI) aumenta a insatisfação com a imagem corporal (IIC), os comportamentos alimentares de risco (CAR) e o controle da imagem corporal em fotografias (CICF); **Objetivo:** Testar um modelo que preveja diretamente a IIC e, indiretamente, as CAR e o CICF por meio da IIC, utilizando a análise de caminhos; **Metodologia:** A amostra incluiu 187 adolescentes mexicanos, com idade média de 13,26 anos. Foram utilizadas quatro escalas validadas em espanhol e para adolescentes. Utilizou-se a análise de caminhos para testar o modelo estrutural. Isso implicou uma análise de grupo único e uma análise multigrupo. Ambas as análises foram realizadas utilizando o método dos mínimos quadrados livres de distribuição assintótica; **Resultados:** O modelo apresentou um bom ajuste e foi validado na amostra de grupo único. Além disso, a análise multigrupo revelou que o modelo é adequado para ambos os sexos, mas não é invariante. Conclusões: O modelo no qual a SPI prediz diretamente a IC; e indiretamente a CAR e a CICF por meio da IC, é válido para uma amostra de adolescentes mexicanos, apresentando maior capacidade preditiva em mulheres.

Palavras-chave: Adolescentes; Insatisfação corporal; Transtornos alimentares; Preconceitos relacionados ao peso.



1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años la investigación en ciencias de la salud se ha centrado en el sesgo de peso internalizado (SPI) debido a sus efectos negativos en el bienestar, tanto físicos como mentales. El SPI se refiere a qué tanto una persona introyecta los estereotipos sociales de cómo se cree que son los individuos que viven con sobrepeso y obesidad (Rubino et al., 2020). Algunos ejemplos de estos prejuicios incluyen creencias tales como que las personas con sobrepeso y obesidad son flojas, glotonas, sin disciplina, ineptos, sin motivación ni capacidades para mejorar su estado de salud, que no se apegan al tratamiento médico-nutricional y que son causantes de su peso corporal (Rubino et al., 2020).

En el ámbito de la salud mental, el SPI se asocia con mayor insatisfacción corporal (IC), conductas alimentarias de riesgo (CAR) y mayor riesgo de desarrollar trastornos de la conducta alimentaria (TCA) (Emmer et al., 2019; Romano et al., 2021). En cuanto a la salud física, el SPI se asocia con mayor evitación del ejercicio como respuesta al estigma de peso y menor adherencia al tratamiento de condiciones metabólicas (Pearl & Puhl, 2018). Por ejemplo, Lin et al. (2019) hallaron que el SPI deteriora la salud psicosocial y la calidad de vida física, reduciendo la motivación al autocuidado y el apego al tratamiento para el control de peso.

En cuanto a la prevalencia, Pearl et al. (2019), identificaron en una muestra de 18.769 adultos estadounidenses de 39 a 65 años, que el 63.5% de los participantes había vivido una experiencia de estigma relacionado con el peso; donde el 58.77% reportaron haber experimentado burlas, el 34.2 % discriminación y el 43.7% un trato injusto asociado a su peso. Asimismo, el 46.3% de los participantes reportaron que la primera vez que experimentaron el estigma relacionado con el peso fue durante y niñez o su adolescencia. De la misma manera, entre el 40% y el 50% de los participantes reportaron vivir con sesgo de peso internalizado como consecuencia de estas experiencias de estigma (Pearl et al., 2019).

Se sabe que la población adolescente es un grupo vulnerable, susceptible a sufrir introyección del sesgo de peso, sin embargo, no se ha estudiado a profundidad, en comparación con población adulta (Andrés et al., 2022; Puhl & Himmelstein, 2018). Pearl et al. (2019), reportaron que la frecuencia y la angustia relacionada con el estigma del peso son mayores durante la niñez y la adolescencia, en comparación con otras etapas de vida, aumentando el riesgo de introducir las creencias estigmatizantes. Igualmente, Butt et al. (2023) comparten que existen diferentes repercusiones en la salud integral de las infancias y adolescencias, en aspectos físicos, mentales, sociales y de conducta alimentaria, sin embargo, hace falta mayor investigación al respecto.

De forma concreta se ha demostrado que el SPI afecta de manera consistente y significativa la imagen corporal, aumentando la insatisfacción con la misma (Hartman-Munick et al., 2020; Pearl & Puhl, 2018). Además, se ha demostrado que la IC, aumenta las CAR, así como el control de la imagen corporal en fotografías (CICF). Según los autores, la población adolescente utiliza el control fotográfico para hacer o reconstruir la imagen corporal debido a la insatisfacción con la misma (Pelosi et al., 2014). Aunque se ha encontrado relación entre el uso de redes sociales, la edición de fotografías y la insatisfacción de la imagen corporal y la internalización del ideal delgado, hasta donde se conoce, no se ha evaluado el impacto que tiene el sesgo de peso internalizado en la necesidad de descartar o modificar fotografías, debido a la interiorización de estas creencias (Cohen et al., 2018).

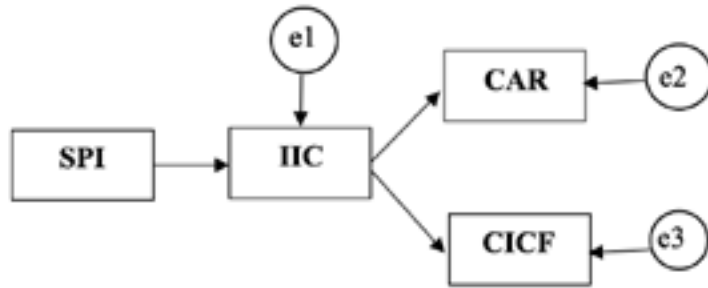
Con base en lo anterior se planteó un modelo en el que el SPI afecta a las CAR y el CICF de manera



indirecta a través de la IC. Por su parte, la IC afecta directamente a las CAR y el CICF. Consecuentemente, se plantea que la IC es una condición necesaria para que el SPI tenga efecto sobre las CAR y el CICF. En este modelo, el SPI actúa como variable exógena, siendo las otras tres variables endógenas. Parte de la varianza de estas tres variables queda explicada por el modelo, pero otra parte es residual o no explicada, por lo que se añade un determinante latente residual a cada una de ellas (Ver Figura 1).

Figura 1.

Propuesta de Modelo predictivo



Se conjetura que el modelo sea válido tanto para mujeres como hombres, aunque tal vez tenga más capacidad explicativa en mujeres que en hombres.

En suma, el presente estudio tuvo como objetivo comprobar este modelo tanto en el conjunto de los estudiantes (análisis uni-grupo) como entre ambos sexos (análisis multigrupo).

2. MARCO TEÓRICO

Si bien con frecuencia se utilizan indistintamente los términos sesgos, estigma y discriminación por peso, estos constructos representan un espectro interrelacionado (Kirk et al., 2020). El sesgo de peso se refiere a las actitudes y creencias negativas basadas en el peso corporal, dirigidas principalmente a personas con sobrepeso y obesidad (Kirk et al., 2020). El sesgo de peso se manifiesta de forma explícita, implícita e internalizada.

El sesgo de peso explícito alude a actitudes negativas manifiestas hacia individuos con sobrepeso y obesidad, fundadas en estereotipos preestablecidos (Kirk et al., 2020; Rubino et al., 2020). Por su parte, el sesgo implícito se define como actitudes negativas inconscientes que se manifiestan en el trato hacia las personas con sobrepeso y obesidad (Kirk et al., 2020). Finalmente, la internalización del estigma de peso se refiere al proceso por el cual individuos con obesidad o sobrepeso introyectan actitudes y creencias negativas relacionadas con el peso impactando en el autoconcepto a causa de los estereotipos negativos, llevando a la autodevaluación (Kirk et al., 2020; Rubino et al., 2020).

Sobre la imagen corporal, este es un concepto acuñado por Paul Schilder y se define desde una perspectiva psicosocial que integra experiencias y percepciones corporales (Grogan, 2022). Por su parte, la insatisfacción con la imagen corporal incluye a los pensamientos, a las emociones y a las actitudes desfavorables dirigidas hacia el propio cuerpo (Heider et al., 2018; Quittkat et al., 2019). Cuando la persona vive con insatisfacción corporal es consciente de su figura corporal real, pero se siente incómoda con ella. Esta incomodi-



dad puede llevar a conductas para modificar la figura que perjudican la salud (Meza & Pompa, 2018).

La imagen corporal y sus trastornos relacionados están influenciados por una variedad de factores. Entre ellos se encuentra el índice de masa corporal, la dinámica familiar, la influencia de los pares, las normas socioculturales, la representación mediática, la autoestima, el género, la edad, el estado civil, el nivel educativo, la salud mental, la comorbilidad psicopatológica y las elecciones de estilo de vida como el tabaquismo, el consumo de alcohol, la actividad física y las conductas relacionadas con el control de peso (Hosseini & Padhy, 2023).

Las CAR son prácticas alimentarias no saludables que están orientadas a la pérdida de peso que, sin constituir un TCA, afectan la salud y deterioran la calidad de vida (Unikel et al., 2004). Los comportamientos relacionados incluyen: ayunos prolongados, restricciones alimentarias, métodos para eliminar calorías ya sea a través del vómito autoinducido, usar laxantes o diuréticos, uso de medicamentos para suprimir el apetito, ejercicio excesivo y episodios de atracones (Unikel et al., 2004). Según la Academia de Nutrición y Dietética de EE. UU., la diferencia clave entre las CAR y un TCA radica en si cumplen o no con los criterios diagnósticos (Academy of Nutrition and Dietetics, 2020).

El control de la imagen corporal en las fotografías se refiere a la conciencia que tiene una persona sobre las características de las fotos donde aparece o se toma así misma, las preocupaciones sobre cómo estas fotografías la retratan, como percibe su autoimagen en las redes sociales y las estrategias utilizadas para tomar y elegir las fotos tipo autorretrato (también llamadas “selfies”) antes de compartirlas con otros (Boursier et al., 2020).

Un estudio realizado por Gioia et al. (2020) encontró a través de un modelo de mediación que los adolescentes que se sienten avergonzados de sus cuerpos por la discrepancia que existe entre su imagen corporal real y los estándares de belleza culturalmente aceptados, parecen recurrir a estrategias para controlar su imagen corporal en fotografías.

3. METODOLOGÍA

Diseño del estudio

Con el fin de alcanzar los objetivos del estudio, se decidió desarrollar una investigación de carácter transversal, correlacional, causal y explicativo con un diseño ex post facto (Hernández et al., 2014).

Participantes

Se recolectó una muestra incidental dentro de la población de estudiantes de secundaria y bachiller de un colegio privado de la zona de Monterrey. Como criterios de inclusión se definieron: edad de 12 a 18, estar escolarizado cursando secundaria o bachiller. Se incluyeron ambos sexos. Como criterios de exclusión se estableció el presentar dificultades cognitivas que perjudicaran la capacidad de comprensión para la auto-aplicación de los instrumentos (Nilsson et al., 2021; Snow et al., 2019). Finalmente, como criterios de eliminación, se estipularon: no entregar el consentimiento firmado por los padres o tutores legales y no dar el asentimiento informado.



La muestra quedó conformada por 187 adolescentes, 101 (54%) mujeres y 86 (46%) hombres. Las edades variaron de 12 a 17 años con un promedio de 13.26 años ($DE = 1.11$). El 93.6% de estudiantes cursaba secundaria (34.8% de primer año, 32.1% de segundo y 26.7% de tercero) y 6.4% preparatoria (1.6% de primer año y 4.8% de segundo).

Instrumentos de medida

Se trabajó con un cuestionario auto-aplicado integrado por preguntas sociodemográficas y cuatro escalas validadas al español y para población adolescente:

La Escala de Sesgo de Peso Internalizado [Weight Bias Internalization Scale, *WBIS-M*] (Durso & Lanter, 2008). Cuenta con 11 ítems, de los cuales dos son inversos (los ítems 1 y 9) tanto en su versión original como su versión traducida al español por Andrés et al. (2022). Cuenta con una sola dimensión, la cual se enfoca en medir la magnitud de la internalización del sesgo de peso. Las respuestas se puntúan a partir de una escala tipo Likert de 7 puntos, donde la media aritmética de las respuestas sirve como puntuación del participante. Los promedios más altos indican mayor internalización del sesgo. La adaptación hecha entre adolescentes españoles por Andrés et al. (2022). En la presente muestra, dicho coeficiente fue de .92.

Test de las actitudes corporales [Body Attitude Test, *BAT*] (Probst et al., 1995). Incluye 20 preguntas que se responden con una escala Likert de 6 puntos. Fue traducida al español por Gila et al. (1999). Evalúa las actitudes y experiencias individuales y subjetivas hacia el cuerpo. Las preguntas se dividen en cuatro factores (Meza et al., 2020). En la muestra del presente estudio, el coeficiente de consistencia interna α de Cronbach de los 20 ítems fue de .91.

El Cuestionario Breve de Conductas Alimentarias de Riesgo (*CBCAR*; Unikel et al., 2004), se desarrolló en México. Está conformado por 10 preguntas que se responden con una escala Likert de 4 puntos. El cuestionario se divide en tres factores: el primero de 4 ítems sobre conductas de atracón y purga, el segundo de 3 ítems sobre medidas compensatorias y el tercero de 3 ítems sobre restricción alimentaria (Unikel et al., 2017). En la muestra del presente estudio, el coeficiente de consistencia interna α de Cronbach de los 10 ítems fue de .77 y en el estudio original fue de .83.

Cuestionario de control de la imagen corporal en fotografías [Body Image Control in Photographs Questionnaire, *BICP*] (Pelosi et al., 2014). Evalúa la relación que existe entre la edición o control de fotografías que se publican en redes sociales y el proceso de aceptación de la imagen corporal (Pelosi et al., 2014). El cuestionario tiene 27 ítems, que se dividen en dos secciones: la primera sobre la fotografía en general (10 ítems) y la segunda sobre las fotografías en redes sociales (17 ítems). La estructura factorial de los 27 ítems es de 5 factores. Meza y Gutiérrez-Muñoz (2020) realizaron la traducción y la validación en población mexicana y obtuvieron un coeficiente alfa total de .94, denominándolo *BICP-S* por su versión en español (S por Spanish). En la muestra del presente estudio, se registró una alfa total de .95.

Procedimiento

La investigación fue autorizada por la Subdirección de Investigación de la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León. Para seleccionar la muestra, se contactó a la coordinadora del departamento psicopedagógico de un colegio en Monterrey, quien aprobó la investigación y auto-



rizó la participación de las y los estudiantes. Después de que las y los alumnos entregaran el consentimiento firmado por sus padres o tutores legales y otorgaran el asentimiento informado, respondieron al cuestionario a través de un formulario electrónico en Google Forms.

Análisis de resultados

Se realizó un análisis de senderos para comprobar el modelo estructural. Por una parte, se hizo un análisis uni-grupo (muestra total) y, por otra parte, un análisis multigrupo (mujeres y hombres). Ambos análisis fueron realizados a partir del método de mínimos cuadrados asintóticamente libres de distribución. Se utilizó el Software IBM SPSS Amos, para poder realizar los análisis descritos con anterioridad.

Se utilizó el Paquete Estadístico para las Ciencias Sociales (SPSS) versión 25 para obtener los análisis descriptivos de la muestra. La consistencia interna de los instrumentos también fue determinada con el mismo programa.

Consideraciones éticas

Se obtuvo la aprobación de la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León, así como del colegio donde se realizó la investigación, para proceder con el estudio (American Psychological Association, 2017). Se entregó un consentimiento informado el cual fue firmado por los tutores legales de las y los participantes, para proteger y mantener la privacidad de los datos. A través de este documento, se informó a las y los participantes sobre la libertad de poder retirarse de la investigación cuando lo desearan, así como de los derechos y obligaciones implicadas en el estudio (APA, 2017). Las y los adolescentes interesados en formar parte de la investigación, debido a su etapa de vida, firmaron un asentimiento informado, donde se garantizó su protección, se les informó sobre el objetivo, duración y metodología del proyecto, se resaltó que su participación era voluntaria, así como los beneficios y responsabilidades durante el proceso (Molina, 2018). Considerando lo propuesto por la Sociedad Mexicana de Psicología (2010), los resultados obtenidos fueron analizados con honestidad y sin manipulaciones.

4. RESULTADOS

4.1 Descripción de las distribuciones de las variables en el modelo

En la muestra total, el puntaje total de la escala de insatisfacción con la imagen corporal (BAT) mostró asimetría positiva ($g_1 = 1.02$, $g_1/ee = 5.72$) y mesocurtosis ($g_2 = 0.24$, $g_2/ee = 0.69$). También el puntaje total del cuestionario breve de conductas alimentarias de riesgo (CB-CAR) tuvo asimetría positiva ($g_1 = 0.65$, $g_1/ee = 3.62$) y mesocurtosis ($g_2 = 0.12$, $g_2/ee = 0.33$). A su vez, el puntaje total de la escala de sesgo de peso internalizado (WBIS) presentó asimetría positiva ($g_1 = 1.10$, $g_1/ee = 6.16$) y mesocurtosis ($g_2 = 0.60$, $g_2/ee = 1.70$). Por su parte, el puntaje total del control de la imagen corporal en fotografías (BICP-S) mostró simetría ($g_1 = 0.26$, $g_1/ee = 1.44$) y platicurtosis ($g_2 = -1.03$, $g_2/ee = -2.90$). Consecuentemente, ninguna de las cuatro variables se ajustó a la normalidad, como se demuestra por la prueba de Shapiro-Wilk (Royston, 1992) con un nivel de significación de .05 (Tabla 1).



En la muestra de mujeres, tampoco se sostuvo la normalidad univariada en la distribución de ninguna de las cuatro variables por la prueba *W* de Shapiro -Wilk (Royston, 1992). Aparece asimetría positiva en las distribuciones de BAT, CAR y WBIS con base en los índices basados en cumulantes estandarizados g_1 y g_2 de Fisher (1930). Los índices de curtosis son medios en las cuatro distribuciones, aunque con un nivel de significación del 10% sí evidencia platicurtosis en BICP. La distribución de esta última variable resultó simétrica y mesocúrtica con base en estos índices y un nivel de significación del 5%. No obstante, su perfil no se ajustó bien a la forma acampanada de una distribución normal, resultando más bien platicúrtico (Tabla 1).

En la muestra de hombres, también se rechazó la hipótesis nula de distribución normal en las cuatro variables por la prueba *W* de Shapiro -Wilk (Royston, 1992). Las distribuciones de BICP, WBIS y BAT mostraron asimetría positiva y WBIS y BAT leptocurtosis con base en las medidas basadas en cumulantes estandarizados. Aunque la distribución de CAR resultó simetría y mesocúrtica con base en estos índices, finalmente su perfil no se ajustó bien a la forma acampanada de una distribución normal (Tabla 1).

Tabla 1*Contraste de la normalidad por la prueba de Shapiro -Wilk con estandarización de Royston*

Escala	Total			Mujeres			Hombres		
	W	n	p	W	n	p	W	n	p
BAT	.898	187	< .001	.918	101	< .001	.879	86	< .001
CAR	.956	187	< .001	.957	101	.003	.960	86	.009
BICP-S	.956	187	< .001	.964	101	.007	.932	86	< .001
WBIS	.887	187	< .001	.934	101	< .001	.832	86	< .001

Nota: W = estadístico de contraste, n = tamaño de la muestra, p = probabilidad a la cola derecha en una distribución normal estándar para la hipótesis nula de distribución normal.

En la muestra total y en la muestra de hombres, no se cumplió el supuesto de normalidad multivariada debido a la presencia de asimetría multivariada (prueba de normalidad multivariada basada en la asimetría de Kankainen et al. (2007). $U = 112.787$, $p < .001$ y $U = 43.113$, $p < .001$, respectivamente) y curtosis multivariada (Prueba de normalidad multivariada basada en la curtosis de Kankainen et al. (2007): $W = 34.861$, $p < .001$ y $W = 61.337$, $p < .001$, respectivamente). En mujeres, el índice de curtosis sí mostró normalidad multivariada ($W = 5.850$, $p = 0.789$, pero no así el de asimetría ($U = 34.116$, $p < .001$) (Tabla 2).

Tabla 2*Prueba de normalidad multivariante basada en asimetría y curtosis de Kankainen, Taskinen y Oja*

Momento	Total (n = 187)		Mujeres (n = 101)		Hombres (n = 86)	
	Estadístico de prueba	Sig	Estadístico de prueba	Sig	Estadístico de prueba	Sig
Asimetría	112.787	< .001	34.116	< .001	43.113	< .001
Curtosis	34.861	< .001	5.850	0.789	61.337	< .001

Nota: Variables incluidas en el análisis



4.2 Contraste del modelo en la muestra total

En la muestra total, todos los parámetros del modelo fueron significativos. El SPI tuvo un efecto directo sobre la imagen corporal por medio de un efecto directo ($b = .874$, IC al 95% BCa [.821, .913], $p = .003$), explicando el 76.4% de su varianza. Por una parte, la IC tuvo un efecto directo tanto sobre CAR ($b = .709$, IC al 95% BCa [.622, .785], $p = .002$) como CICF ($b = .562$, IC al 95% BCa [.446, .658], $p = .003$). Por otra parte, el SPI tuvo un efecto indirecto significativo tanto sobre CAR ($b = .620$, IC al 95% BCa [.622, .698], $p = .002$) como sobre CICF ($b = .491$, IC al 95% BCa [.384, .583], $p = 0.002$). Así, el 50.3% de la varianza de las CAR y el 31.6% del CICF fueron explicadas por el efecto directo de la IC y el efecto indirecto del SPI (Tabla 3 e Figura 1).

El ajuste del modelo fue bueno por todos los índices: $\chi^2[3, n = 187] = 3.054$, p (aproximada) = .383 > $\alpha = 0.05$; $\chi^2/gf = 1.018 < 2$; p por remuestreo con reemplazamiento de Bollen & Stine (1993) = .063 > $\alpha = 0.05$ (el ajuste del modelo fue peor en 937 muestras Bootstrap, fue equivalente en 1 muestra Bootstrap y fue mejor en 62 muestras Bootstrap); $GFI = .996 > .95$; $AGFI = .987 > .90$; $NFI = .993 > 0.90$; RFI (ρ_i) = .992 > 0.90; $CFI = 1 > .95$; $IFI = 1 > .95$; $RMSEA = .009$, IC al 90% (0, .124) y $SRMS = .045 < .05$ (Tabla 4).

Tabla 3

Estimaciones puntuales por el método de mínimos cuadrados libres de escala e intervalo de confianza al 95% por el método de percentil de corregido de sesgo y acelerado en la muestra total

Parámetro	Est	LI	LS	p
β_d (BAT WBIS)	.874	.821	.913	.003
β_d (CAR BAT)	.709	.622	.785	.002
β_d (BICPS BAT)	.562	.446	.658	.003
β_{ind} (BICPS WBIS)	.491	.384	.583	.002
β_{ind} (CAR WBIS)	.620	.622	.698	.002
σ^2 (WBIS)	2.029	1.545	2.505	.002
$\sigma^2(\varepsilon_1)$	82.299	60.200	113.404	.001
$\sigma^2(\varepsilon_2)$	11.199	8.923	14.165	.001
$\sigma^2(\varepsilon_3)$	424.561	354.983	528.140	.001
ρ^2 (BAT WBIS)	.764	.674	.833	.003
ρ^2 (BICPS BAT)	.316	.199	.433	.003
ρ^2 (CAR BAT)	.503	.387	.617	.002

Nota: Parámetros: β_d = peso de regresión estructural (efecto directo), β_{ind} = peso de regresión estructural (efecto indirecto), σ^2 = varianza y ρ^2 = correlación múltiple o proporción de varianza explicada. Estadísticos: Est = estimación puntual, LI = límite inferior, LS = límite superior del intervalo de confianza Bootstrap al 95% calculado por el método BCa y p = valor de probabilidad Bootstrap a dos colas. Variables: WBIS = Weight Bias Internalization Scale, BAT = Body Attitude Test, BICPS = Body Image Control in Photographs-Spanish, CB-CAR = Cuestionario Breve de Conducta Alimentaria de Riesgo y ε = error estructural.

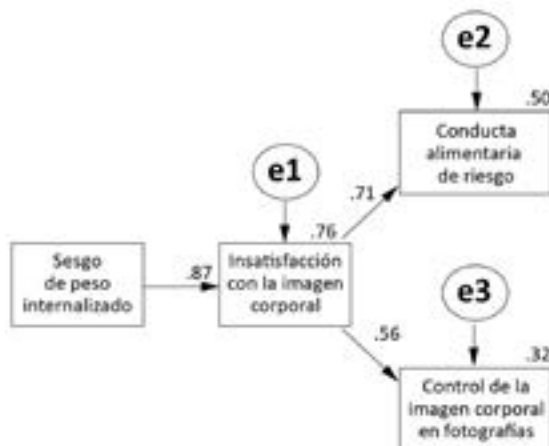


Tabla 4
Índice de bondad de ajuste en el contraste de un grupo (muestra total) y multigrupo (mujeres y hombres)

Índices de ajuste	Ajuste		Uni-grupo	Multi-grupo: sexos			
	Bueno	Aceptable		U	SW	SC	SR
NPAR			7	14	11	10	7
χ^2			3.05	24.412	24.575	35.176	4.599
<i>gl</i>			3	6	9	10	13
<i>p</i>	≥ .05		.384	<.001	.003	<.001	<.001
<i>p</i> de Bollen-Stine	≥ .1	≥ .05	.063	.005	.028	.011	.025
χ^2/gl	< 2	< 3	1.017	4.069	2.731	3.518	3.123
<i>GFI</i>	> .95	> .90	.996	.942	.942	.916	.904
<i>AGFI</i>	> .90	> .85	.987	.807	.870	.833	.852
<i>NFI</i>	> .90	> .85	.993	.776	.775	.678	.628
<i>RFI</i>	> .90	> .85	.992	.552	.700	.613	.656
<i>IFI</i>	> .95	> .90	1	.821	.844	.746	.713
<i>CFI</i>	> .95	> .90	1	.810	.840	.741	.716
<i>RMSEA</i>	< .05	< .08	.009	.129	.097	.117	.107
<i>LI</i> al 90%			0	.078	.052	.076	.071
<i>LS</i> al 90%			.124	.184	.144	.160	.145
$P(H_0: RMSEA \leq 0.05)$	≥ .1	≥ .05	1	.007	.044	.005	.007
<i>SRMR</i>	< .05	< .08	.045	.064	.065	.065	.061

Nota: Índices de bondad de ajuste: *NPAR* = número de parámetros a estimar, χ^2 = valor mínimo de la función de discrepancia o del estadístico chi-cuadrado, *gl* = grados de libertad, *p* = probabilidad a la cola de derecha en una distribución chi-cuadrado con *gl* grados de libertad, *p* de Bollen-Stine = probabilidad por muestreo repetitivo de la bondad de ajuste del modelo de Bollen & Stine (1993), χ^2/gl = estadístico chi-cuadrado estandarizado, *GFI* = índice de bondad de ajuste de Jöreskog & Sörbom (1986), *AGFI* = índice de bondad de ajuste corregido de Jöreskog & Sörbom (1986), *NFI* = índice normado de ajuste de Bentler & Bonett (1980), *RFI* = índice relativo de ajuste por el coeficiente ρ , de Bollen (1986), *IFI* = índice incremental de ajuste de Bollen (1989), *CFI* = índice comparativo de ajuste de Bentler (1990), *RMSEA* = error de aproximación cuadrático medio de Steiger & Lind (1980), *LI* al 90% = límite inferior, *LS* al 90% = límite superior del intervalo de confianza al 90% de *RMSEA*, $P(H_0: RMSEA \leq 0.05)$ = probabilidad para la hipótesis nula de que $RMSEA \leq 0.05$ y *SRMR* = residuo estandarizado cuadrático medio. Modelos anidados en constricciones para el análisis multigrupo: U = sin constricciones, SW = con constricciones en los pesos estructurales, SC = con constricciones adicionales en las varianzas y covarianzas estructurales y SR = con constricciones adicionales en las varianzas de los errores estructurales.

Figura 2
Modelo en la muestra total estimado por mínimos cuadrados libres de escala. (análisis uni-grupo)



4.3 Contraste del modelo por sexos

Al contrastar la invarianza del modelo entre ambos sexos, se observa que el modelo con construcciones en los pesos estructurales muestra un ajuste aceptable por los χ^2/gl , *GFI*,

AGFI y SRMR (Tabla 5) y estadísticamente equivalentes al modelo sin constricciones (Tabla 6). Sus índices de ajuste fueron los mejores entre los cuatro modelos. No obstante, al añadir constricciones en las varianzas estructurales y en las varianzas de los errores, empeora la bondad de ajuste, siendo la bondad de ajuste equivalente entre estos dos últimos (Tabla 5).

Aunque las estimaciones puntuales de los parámetros fueron más altas en mujeres (Figura 3) que en hombres (Figura 4). Los intervalos de confianza al 95% se solapan entre ambos sexos en todos los parámetros, ya sea en el modelo sin constricciones (Tabla 6) como en los modelos con constricciones en los pesos de medida (Tabla 7), en la varianza estructural (Tabla 8) y en las varianzas de los errores estructurales (Tabla 9).

Tabla 5

Comparación de la bondad de ajuste de los cuatro modelos anidados

M1	M2	$ \Delta\chi^2 $	Δgl	<i>p</i>	$ \Delta\chi^2 /\Delta gl$	<i>NFI</i>	<i>IFI</i>	<i>RFI</i>	<i>TLI</i>
SW	U	0.163	3	.983	0.054	.001	.002	-.147	-.165
SC	U	10.764	4	.029	2.691	.099	.104	-.061	-.068
SR	U	16.187	7	.023	2.312	.148	.157	-.104	-.117
SC	SW	10.601	1	.001	10.601	.097	.106	.087	.097
SR	SW	16.024	4	.003	4.006	.147	.160	.043	.049
SR	SC	5.423	3	.143	1.808	.050	.055	-.043	-.049

Nota: Modelos anidados en constricciones: U = sin constricciones, SW = con constricciones en los pesos estructurales, SC = con constricciones adicionales en las varianzas estructurales y SR = con constricciones adicionales en las varianzas de los errores estructurales. M1 = modelo que aparece como minuendo y M2 modelo que aparece como sustraendo en la diferencia. Índices comparativos de ajuste: $|\Delta\chi^2|$ = diferencia absoluta en el valor mínimo de la función de discrepancia o estadístico chi-cuadrado, Δgl = diferencia de los grados de libertad, *p* = valor de probabilidad a la cola derecha con una distribución chi-cuadrado con Δgl grados de libertad, $|\Delta\chi^2|/\Delta gl$ = estadístico chi-cuadrado diferencial estandarizado, *NFI* = índice de ajuste normado por el coeficiente delta-1, *IFI* = índice incremental de ajuste por el coeficiente delta-2, *RFI* = índice de ajuste relativo con el coeficiente rho-1 y *TLI* = índice de Tucker y Lewis o no normado de ajuste por el coeficiente rho-2.

Tabla 6

Estimaciones puntuales del modelo sin constricciones por el método de mínimos cuadrados libres de escala e intervalo de confianza al 95% por el método de percentil de corregido de sesgo y acelerado en mujeres y hombres

Parámetros del modelo	Mujeres				Hombres			
	Est	<i>LI</i>	<i>LS</i>	<i>p</i>	Est	<i>LI</i>	<i>LS</i>	<i>p</i>
$\beta_d(\text{BAT WBIS})$.874	.801	.917	.006	.833	.628	.913	.003
$\beta_d(\text{CAR BAT})$.744	.572	.860	.007	.682	.682	.808	.004
$\beta_d(\text{BICPS BAT})$.524	.336	.665	.005	.479	.098	.714	.014
$\beta_{ind}(\text{BICPS WBIS})$.458	.289	.597	.005	.399	.119	.641	.008
$\beta_{ind}(\text{CAR WBIS})$.650	.484	.769	.006	.568	.335	.702	.003
$\sigma^2(\text{WBIS})$	2.365	1.624	3.098	.002	1.091	0.433	1.546	.002
$\sigma^2(\epsilon_i)$	103.818	63.985	129.786	.002	72.075	34.352	99.853	.003



Parámetros del modelo	Mujeres				Hombres			
	Est	LI	LS	p	Est	LI	LS	p
$\sigma^2(\varepsilon_2)$	10.054	4.554	14.119	.002	7.961	4.481	10.194	.002
$\sigma^2(\varepsilon_3)$	357.149	225.795	452.871	.002	274.092	154.449	347.99	.003
$\rho^2(\text{BAT} \text{WBIS})$.763	.641	.841	.006	.693	.394	.834	.001
$\rho^2(\text{BICPS} \text{BAT})$.275	.113	.442	.005	.230	.013	.519	.002
$\rho^2(\text{CAR} \text{BAT})$.554	.327	.739	.007	.466	.182	.653	.004

Nota: Parámetros: β_d = peso de regresión estructural (efecto directo), β_{ind} = peso de regresión estructural (efecto indirecto), σ^2 = varianza y ρ^2 = correlación múltiple o proporción de varianza explicada. Estadísticos: Est = estimación puntual, LI = límite inferior, LS = límite superior del intervalo Bootstrap al 95% por el método BCa y p = valor de probabilidad Bootstrap a dos colas. Variables: WBIS = Weight Bias Internalization Scale, BAT = Body Attitude Test, BICPS = Body Image Control in Photographs-Spanish, CB-CAR = Cuestionario Breve de Conducta Alimentaria de Riesgo y ε = error estructural.

Tabla 7

Estimaciones puntuales del modelo con constricciones en los pesos estructurales por el método de mínimos cuadrados libres de escala e intervalo de confianza al 95% por el método de percentil de corregido de sesgo y acelerado en mujeres y hombres

Parámetros del modelo	Mujeres				Hombres			
	Est	LI	LS	p	Est	LI	LS	p
$\beta_d(\text{BAT} \text{WBIS})$.875	.808	.917	.004	.824	.702	.916	0
$\beta_d(\text{CAR} \text{BAT})$.748	.625	.861	.005	.672	.529	.785	.001
$\beta_d(\text{BICPS} \text{BAT})$.532	.371	.678	.003	.457	.325	.599	.001
$\beta_{ind}(\text{BICPS} \text{WBIS})$.466	.309	.599	.003	.261	.261	.536	.001
$\beta_{ind}(\text{CAR} \text{WBIS})$.655	.523	.777	.005	.397	.397	.695	.001
$\sigma^2(\text{WBIS})$	2.352	1.556	3.052	.002	1.082	0.385	1.463	.002
$\sigma^2(\varepsilon_1)$	103.406	63.54	129.62	.002	73.46	37.088	100.789	.002
$\sigma^2(\varepsilon_2)$	10.056	4.405	14.044	.002	8.076	5.111	10.18	.002
$\sigma^2(\varepsilon_3)$	355.232	225.765	452.427	.002	275.78	150.123	349.523	.002
$\rho^2(\text{BAT} \text{WBIS})$.766	.653	.841	.004	.679	.493	.839	.001
$\rho^2(\text{BICPS} \text{BAT})$.283	.138	.459	.003	.209	.106	.359	.001
$\rho^2(\text{CAR} \text{BAT})$.56	.39	.741	.005	.451	.28	.615	.001

Nota: Parámetros: β_d = peso de regresión estructural (efecto directo), β_{ind} = peso de regresión estructural (efecto indirecto), σ^2 = varianza y ρ^2 = correlación múltiple o proporción de varianza explicada. Estadísticos: Est = estimación puntual, LI = límite inferior, LS = límite superior del intervalo Bootstrap al 95% por el método BCa y p = valor de probabilidad Bootstrap a dos colas. Variables: WBIS = Weight Bias Internalization Scale, BAT = Body Attitude Test, BICPS = Body Image Control in Photographs-Spanish, CB-CAR = Cuestionario Breve de Conducta Alimentaria de Riesgo y ε = error estructural.

Tabla 8

Estimaciones puntuales del modelo con constricciones adicionales en la varianza estructural por el método de mínimos cuadrados libres de escala e intervalo de confianza al 95% por el método de percentil de corregido de sesgo y acelerado en mujeres y hombres

Parámetros del modelo	Mujeres				Hombres			
	Est	LI	LS	p	Est	LI	LS	p
$\beta_d(\text{BAT} \text{WBIS})$.823	.708	.889	.001	.869	.763	.932	.001
$\beta_d(\text{CAR} \text{BAT})$.677	.494	.809	.003	.702	.507	.807	.002



Parámetros del modelo	Mujeres				Hombres			
	Est	LI	LS	p	Est	LI	LS	p
β_d (BICPS BAT)	.496	.272	.674	.001	.513	.298	.686	.001
β_{ind} (BICPS WBIS)	.408	.209	.571	.001	.446	.248	.603	.001
β_{ind} (CAR WBIS)	.557	.388	.694	.001	.611	.420	.719	.002
σ^2 (WBIS)	1.470	0.702	1.824	.002	1.470	0.702	1.824	.002
$\sigma^2(\epsilon_1)$	110.857	66.286	139.92	.002	75.145	38.12	105.907	.002
$\sigma^2(\epsilon_2)$	10.485	4.377	15.139	.002	8.144	5.028	10.393	.002
$\sigma^2(\epsilon_3)$	377.124	237.259	483.916	.002	307.489	162.564	385.313	.002
ρ^2 (BAT WBIS)	.677	.501	.790	.001	.756	.583	.869	.001
ρ^2 (BICPS BAT)	.246	.074	.455	.001	.263	.089	.471	.001
ρ^2 (CAR BAT)	.458	.244	.654	.003	.493	.257	.651	.002

Nota: Parámetros: β_d = peso de regresión estructural (efecto directo), β_{ind} = peso de regresión estructural (efecto indirecto), σ^2 = varianza y ρ^2 = correlación múltiple o proporción de varianza explicada. Estadísticos: Est = estimación puntual, LI = límite inferior, LS = límite superior del intervalo Bootstrap al 95% por el método BCa y p = valor de probabilidad Bootstrap a dos colas. Variables: WBIS = Weight Bias Internalization Scale, BAT = Body Attitude Test, BICPS = Body Image Control in Photographs-Spanish, CB-CAR = Cuestionario Breve de Conducta Alimentaria de Riesgo y ϵ = error estructural.

Tabla 9

Estimaciones puntuales del modelo con constricciones adicionales en las varianzas de los errores estructurales por el método de mínimos cuadrados libres de escala e intervalo de confianza al 95% por el método de percentil de corregido de sesgo y acelerado en mujeres y hombres

Parámetros del modelo	Mujeres				Hombres			
	Est	LI	LS	p	Est	LI	LS	p
β_d (BAT WBIS)	.849	.734	.898	.003	.849	.734	.898	.003
β_d (CAR BAT)	.701	.471	.79	.007	.701	.471	.79	.007
β_d (BICPS BAT)	.498	.218	.66	.005	.498	.218	.66	.005
β_{ind} (BICPS WBIS)	.422	.162	.572	.007	.422	.162	.572	.007
β_{ind} (CAR WBIS)	.595	.399	.694	.006	.595	.399	.694	.006
σ^2 (WBIS)	1.573	0.806	1.867	.002	1.573	0.806	1.867	.002
$\sigma^2(\epsilon_1)$	95.031	55.195	115.548	.002	95.031	55.195	115.548	.002
$\sigma^2(\epsilon_2)$	8.793	5.433	10.545	.002	8.793	5.433	10.545	.002
$\sigma^2(\epsilon_3)$	340.525	214.732	397.26	.002	340.525	214.732	397.26	.002
ρ^2 (BAT WBIS)	.720	.539	.806	.003	.720	.539	.806	.003
ρ^2 (BICPS BAT)	.248	.048	.436	.001	.248	.048	.436	.001
ρ^2 (CAR BAT)	.491	.222	.625	.007	.491	.222	.625	.007

Nota: Parámetros: β_d = peso de regresión estructural (efecto directo), β_{ind} = peso de regresión estructural (efecto indirecto), σ^2 = varianza y ρ^2 = correlación múltiple o proporción de varianza explicada. Estadísticos: Est = estimación puntual, LI = límite inferior, LS = límite superior y p = valor de probabilidad Bootstrap a dos colas. Variables: WBIS = Weight Bias Internalization Scale, BAT = Body Attitude Test, BICPS = Body Image Control in Photographs- Spanish, CB-CAR = Cuestionario Breve de Conducta Alimentaria de Riesgo y ϵ = error estructural.



Figura 3
Modelo para mujeres (multi-grupo)

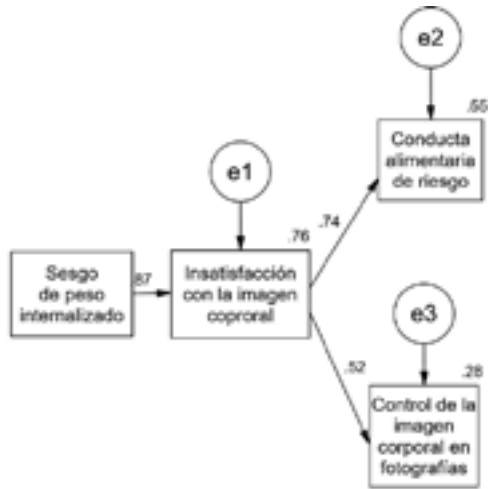
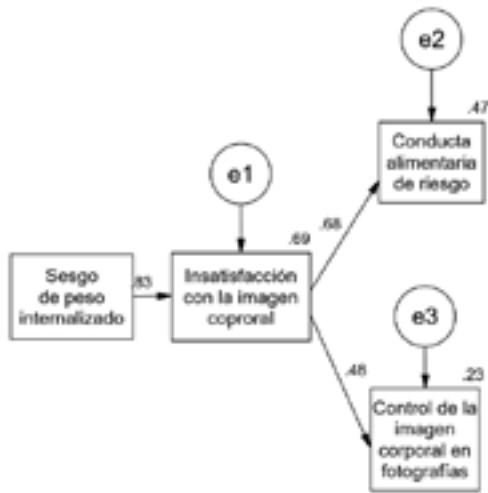


Figura 4
Modelo para hombres (multi-grupo)



5. DISCUSIÓN

En el presente estudio, se planteó un modelo para predecir CAR y CICF de forma directa por IC y de forma indirecta SPI mediado por IC. Este modelo se valida en la muestra conjunta por una solución admisible con unos pesos significativos tanto en las vías directas como indirectas, explicándole cerca de un tercio de varianza de CICF, la mitad de la varianza de CAR y unos tres cuartos de la varianza de IC y siendo el ajuste del modelo bueno.

Los pesos estructurales arrojados por el modelo sostienen que SPI y IC son variables no redundantes, ya que hay al menos un cuarto de varianza no explicada en IC. Además, si se añade relaciones directas de SPI hacia CAR o CICF, éstas no son significativas.

Cabría cuestionar por qué el SPI es un determinante de IC y no viceversa. La variable SPI tiene un origen cultural y social que pasa a ser introyectada en el proceso de socialización, así como a través de la promoción de salud en un sistema pesocentrista (Andrés et al., 2022; O'Hara & Taylor, 2018). Así, se considera que el peso es una norma o referente para que la persona juzgue su imagen corporal y se sienta satisfecha al cumplir con los estándares de éste o por el contrario insatisfecha al no alcanzar los niveles deseables a causa de la interiorización del sesgo de peso. Además, el SPI como agente cognitivo no solo implica normas de valoración, sino también una fuente de motivación. De ahí que, si motiva una insatisfacción corporal, como consecuencia de ésta, va a tener efectos sobre la conducta alimentaria y el control de la imagen en las redes sociales (Foster et al., 2024; Gioia et al., 2020; Marshall et al., 2020).

El análisis multigrupo revela que el modelo es adecuado para ambos sexos, pero no es invariante. Conforme a la hipótesis la capacidad explicativa es mayor en mujeres que en hombres. La varianza explicada de CICF es del 28% en mujeres frente al 23% en hombres. La varianza explicada de CAR es de 55% en mujeres frente al 47% en hombres y la varianza explicada de IC es del 76% en mujeres y 69% en hombres. Precisamente, la cultura incide con más fuerza en el control estético de la imagen femenina que en la masculina (Hartman-Munick et al., 2020).

A su vez, las mujeres por su mayor dependencia de campo se ven más determinadas y se someten más a las normas sociales que los hombres, ocasionando que tengan una mayor interiorización del sesgo de peso, mayor insatisfacción con su imagen y, por ende, más conductas desordenadas de la alimentación y control de su imagen en fotografías (Cabaco et al., 2021; Gioia et al., 2020; Meza & Gutiérrez-Muñoz, 2023; Vargas et al., 2021).

El presente estudio aporta más información a la línea de investigación sobre el sesgo de peso, los trastornos de la imagen corporal y la conducta alimentaria. A nivel teórico, los hallazgos contribuyen a ampliar la comprensión de cómo el sesgo de peso internalizado se vincula con la insatisfacción corporal y los comportamientos que pretenden controlar la apariencia. A nivel práctico, los resultados del estudio sugieren que proponer intervenciones dirigidas a reducir la interiorización del sesgo de peso puede influir en la reducción de la insatisfacción corporal y por ende, en las CAR y en el CICF, proponiendo nuevas perspectivas en las estrategias de intervención.

En cuanto a futuros trabajos de investigación, se propone integrar más variables al modelo, tales como experiencias de estigma para comprender el origen de la interiorización del sesgo de peso; además de otras variables de salud mental que se ven afectadas por este fenómeno tales como ansiedad, autoestima, depresión y otras conductas autocuidado.

Como limitaciones del estudio debe señalarse que el muestreo no fue probabilístico, por lo que las inferencias a la población de estudiantes de secundaria y preparatoria debe hacerse con la debida cautela. Las variables no se ajustaron a un modelo de distribución normal, como se esperaba, por lo que no se usó el método de máxima verosimilitud, sino el método de métodos cuadrados libres de escala. El diseño del estudio fue transversal, lo que limita la capacidad de inferencia con respecto a la causalidad o naturaleza antecedentes de las variables predictoras sobre las variables predichas frente a un diseño longitudinal.



6. CONCLUSIONES

A través de esta investigación, se validó en una muestra de estudiantes mexicanos de educación media el modelo en el que el SPI predice directamente la IC e indirecta las CAR y el CICF por mediación de IC, teniendo más capacidad predictiva en mujeres que en hombres. Se sugiere su validación en estudiantes universitarios y en población general de adultos jóvenes.

Este modelo nos indica que el SPI es una variable que contemplar en las intervenciones de salud pública y de práctica clínica. Como reflexión, resulta importante preguntarse si los programas públicos para fomentar una dieta saludable, el ejercicio físico y la prevención de la diabetes y el sobrepeso, así como la atención clínica en salud, deben plantearse como una guerra contra la obesidad, ya que más que favorecer el autocuidado, refuerza el estigma y el sesgo negativo, aumentando la insatisfacción corporal y afectando las conductas alimentarias el control de la imagen en fotografías. Con base a la evidencia aportada por esta investigación, su objetivo debe ser fomentar un estilo de vida que permite optimizar la salud física y mental y alcanzar una longevidad saludable; más que una declaración contra una condición en particular. En la medida en que el estigma y el sesgo negativo hacia la obesidad sea menor, podrá existir menor insatisfacción corporal, tanto en sus aspectos emocionales y conductuales negativos, haciendo más fácil de trabajar terapéuticamente.

CONFLICTO DE INTERÉS

No existe conflicto de intereses a declarar



7. REFERENCIAS

- Academy of Nutrition and Dietetics. (2020). *What is disordered eating?* <https://www.eatright.org/health/health-conditions/eating-disorders/what-is-disordered-eating>
- American Psychological Association [APA]. (2017). *Ethical principles of psychologists and code of conduct*. <https://www.apa.org/ethics/code/ethics-code-2017.pdf>
- Andrés, A., Fornieles-Deu, A., Sepúlveda, A. R., Beltrán-Garrayo, L., Montcada-Ribera, A., Bach-Faig, A. & Sánchez-Carracero, D. (2022). Spanish validation of the modified weight bias internalization scale (WBIS-M) for adolescents. *Eating and Weight Disorders - Studies on Anorexia, Bulimia and Obesity*, 27(8), 3245–3256. <https://doi.org/10.1007/s40519-022-01453-z>
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246. <http://dx.doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Bollen, K. A. & Stine, R. A. (1993). Bootstrapping goodness-of-fit measures in structural equation models. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 111-135). Newbury Park, CA: Sage.
- Bollen, K. A. (1986). Sample size and Bentler and Bonett's nonnormed fit index. *Psychometrika*, 51, 375-377. <https://doi.org/10.1007/BF02294061>
- Bollen, K. A. (1989). A new incremental fit index for general structural equation models. *Sociological Methods & Research*, 17, 303-316. <https://doi.org/10.1177/0049124189017003004>
- Boursier, V., Gioia, F. & Griffiths, M. D. (2020). Objectified body consciousness, body image control in photos, and problematic social networking: The role of appearance control beliefs. *Frontiers in Psychology*, 11, 147. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00147>
- Butt, M., Harvey, A. J., Khesroh, E., Rigby, A. & Paul, I. M. (2023). Assessment and impact of pediatrics internalized weight bias: a systematic review. *Pediatric Obesity*, 18(7), e13040. <https://doi.org/10.1111/ijpo.13040>
- Cabaco, A. S., Urchaga, J. D., Guevara, R. M. & Moral-García, J. E. (2021). Psychopathological risk factors associated with body image, body dissatisfaction and weight-loss dieting in school-age adolescents. *Children*, 8(2), 105. <https://doi.org/10.3390/children8020105>
- Cohen, R., Newton-John, T. & Slater, A. (2018). 'selfie'-objectification: The role of selfies in self-objectification and disordered eating in young women. *Computers in Human Behavior*, 79, 68–74. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2017.10.027>
- Durso, L. E. & Latner, J. D. (2008). Understanding self-directed stigma: development of the weight bias internalization scale. *Obesity*, 16(S2), S80-S86. <https://doi.org/10.1038/oby.2008.448>
- Emmer, C., Bosnjak, M. & Mata, J. (2019). The association between weight stigma and mental health: a meta-analysis. *Obesity Reviews*, 21(1), e12935. <https://doi.org/10.1111/obr.12935>
- Fisher, R. A. (1930). The moments of the distribution for normal samples of measures of departure from normality. Proceedings of the Royal Society of London, Series A: Ma-



thematical, *Physical, and Engineering Sciences*, 130(812), 16-28. <https://doi.org/10.1098/rspa.1930.0185>

- Foster, T., Eaton, M. & Probst, Y. (2024). The relationship between internalized weight bias and biopsychosocial outcomes in children and youth: a systematic review. *Journal of Eating Disorders*, 12(1), 38. <https://doi.org/10.1186/s40337-023-00959-w>
- Gila, A., Castro, J., Gómez, M. J., Toro, J. & Salameiro, M. (1999). The body attitude test: Validation of the Spanish version. *Eating and Weight Disorders - Studies on Anorexia, Bulimia and Obesity*, 4(4), 175-178. <https://doi.org/10.1007/bf03339733>
- Gioia, F., Griffiths, M. D. & Boursier, V. (2020). Adolescents' body shame and social networking sites: The mediating effect of body image control in photos. *Sex Roles*, 83(11-12), 773-785. <https://doi.org/10.1007/s11199-020-01142-0>
- Grogan, S. (2022). *En Body image: Understanding body dissatisfaction in men, women, and children* (4ta ed.). Routledge.
- Hartman-Munick, S. M., Gordon, A. R. & Guss, C. (2020). Adolescent body image: influencing factors and the clinician's role. *Current Opinion in Pediatrics*, 32(4), 455-460. <https://doi.org/10.1097/mop.0000000000000910>
- Heider, N., Spruyt, A. & De Houwer, J. (2018). Body dissatisfaction revisited: on the importance of implicit beliefs about actual and ideal body image. *Psychologica Belgica*, 57(4), 158. <https://doi.org/10.5334/pb.362>
- Hernández, R., Fernández, C. & Baptista, P. (2014). *Metodología de la investigación*. McGraw Hill.
- Hosseini, S. & Padhy, R. (2019). *Body Image Distortion*. Europe PMC. In: StatPearls. StatPearls Publishing <https://europepmc.org/article/nbk/nbk546582#article-18424.r9>
- Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1986). *LISREL VI: Analysis of linear structural relationships by maximum likelihood and least square methods*. Scientific Software.
- Kankainen, A., Taskinen, S. & Oja, H. (2007). Tests of multinormality based on location vectors and scatter matrices. *Statistical Methods and Applications*, 16, 357-379. <https://doi.org/10.1007/s10260-007-0045-9>
- Kirk, S. F., Ramos, X., Alberga, A. S. & Russell-Mayhew, S. (2020). Reducing weight bias in obesity management, practice & policy. *Obesity Canada*. <https://obesitycanada.ca/guidelines/weightbias>
- Lin, C.-Y., Imani, V., Broström, A., Huus, K., Björk, M., Hodges, E. A. & Pakpour, A. H. (2019). Psychological distress and quality of life in Iranian adolescents with overweight/obesity: Mediating roles of weight bias internalization and insomnia. *Eating and Weight Disorders - Studies on Anorexia, Bulimia and Obesity*, 25(6), 1583-1592. <https://doi.org/10.1007/s40519-019-00795-5>
- Marshall, R. D., Latner, J. D. & Masuda, A. (2020). Internalized weight bias and disordered eating: The mediating role of body image avoidance and drive for thinness. *Frontiers in Psychology*, 10, 2999. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.02999>
- Meza Peña, C. & Gutiérrez-Muñoz, M. L. (2020). Translation and validation in Spanish of the Body Image Control in Photographs Questionnaire (BICP-S). *Applied Psychology Bulletin*, 58(288), 4-57. <https://doi.org/10.26387/bpa.288.4>
- Meza Peña, C. & Gutiérrez-Muñoz, M. L. (2023).



Invarianza factorial por sexo y puntos de corte del cuestionario de control de la imagen corporal en fotografías en población mexicana. *CienciaUAT*, 18(1), 95-106. <https://doi.org/10.29059/cienciauat.v18i1.1724>

Meza Peña, C. & Pompa Guajardo, E. G. (2018). Body image distortion and dissatisfaction in a Mexican sample. *Revista de Psicología y Ciencias del Comportamiento*, 9(2), 120-131. <https://doi.org/10.29365/rpcc.20181207-75>

Meza Peña, C., Pompa Guajardo, E. G., Gutiérrez Muñoz, M. L., García Cadena, C. H. & Daniel González, L. (2020). Análisis factorial confirmatorio e invarianza factorial del Body Attitude Test en población Mexicana. *Revista Acta de Investigación Psicológica*, 10(2), 91-103

Molina, N. P. (2018). Aspectos éticos en la investigación con niños. *Ciencia y Tecnología para la Salud Visual y Ocular*, 16(1), 75-87. <https://doi.org/10.19052/sv.4348>

Nilsson, K., Danielsson, H., Elwér, A., Messer, D., Henry, L. & Samuelsson, S. (2021). Investigating reading comprehension in adolescents with intellectual disabilities: evaluating the simple view of reading. *Journal of Cognition*, 4(1): 56, 1-20. <https://doi.org/10.5334/joc.188>

O'Hara, L. & Taylor, J. (2018). What's wrong with the 'War on obesity?' A narrative review of the weight-centered health paradigm and development of the 3C framework to build critical competency for a paradigm shift. *SAGE Open*, 8(2), 215824401877288. <https://doi.org/10.1177/2158244018772888>

Pearl, R. L. & Puhl, R. M. (2018). Weight bias internalization and Health: A Systematic Review. *Obesity Reviews*, 19(8), 1141-1163. <https://doi.org/10.1111/obr.12701>

Pearl, R. L., Himmelstein, M. S., Puhl, R. M., Wadden, T. A., Wojtanowski, A. C. & Foster, G. D. (2019). Weight bias internalization in a commercial weight management sample: Prevalence and correlates. *Obesity Science & Practice*, 5(4), 342-353. <https://doi.org/10.1002/osp4.354>

Pelosi, A., Zorzi, G. & Corsano, P. (2014). The "body image control in photos questionnaire" (BICP). *BPA Applied Psychology Bulletin*, 62 (269), 42-52. <https://doi.org/10.1037/t35916-000>

Probst, M., Vandereycken, W., Coppenolle, H. V. & Vanderlinden, J. (1995). The body attitude test for patients with an eating disorder: Psychometric characteristics of a new questionnaire. *Eating Disorders*, 3(2), 133-144. <https://doi.org/10.1080/10640269508249156>

Puhl, R. M. & Himmelstein, M. S. (2018). Weight bias internalization among adolescents seeking weight loss: Implications for eating behaviors and parental communication. *Frontiers in Psychology*, 9, 2271. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.02271>

Quittkat, H. L., Hartmann, A. S., Düsing, R., Buhlmann, U. & Vocks, S. (2019). Body dissatisfaction, importance of appearance, and body appreciation in men and women over the lifespan. *Frontiers in Psychiatry*, 10, 864. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00864>

Romano, K. A., Heron, K. E. & Henson, J. M. (2021). Examining associations among weight stigma, weight bias internalization, body dissatisfaction, and eating disorder symptoms: does weight status matter? *Body Image*, 37, 38-49. <https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2021.01.006>

Royston, J. P. (1992). Approximating the Shapiro-Wilk W-test for non-normality. *Statistics and Computing*, 2(3), 117-119. <https://doi.org/10.1006/socm.1992.0003>



[org/10.1007/BF01891203](https://doi.org/10.1007/BF01891203)

Rubino, F., Puhl, R. M., Cummings, D. E., Eckel, R. H., Ryan, D. H., Mechanick, J. I., Nadglowski, J., Ramos Salas, X., Schauer, P. R., Twenefour, D., Apovian, C. M., Aronne, L. J., Batterham, R. L., Berthoud, H.-R., Boza, C., Busetto, L., Dicker, D., De Groot, M., Eisenberg, D., ... Dixon, J. B. (2020). Joint International Consensus Statement for Ending Stigma of obesity. *Nature Medicine*, 26(4), 485–497. <https://doi.org/10.1038/s41591-020-0803-x>

Snow, P. C., Graham, L. J., Mclean, E. J. & Serry, T. A. (2019). The oral language and reading comprehension skills of adolescents in flexible learning programmes. *International Journal of Speech-language Pathology*, 22(4), 425-434. <https://doi.org/10.1080/17549507.2019.1652343>

Sociedad Mexicana de Psicología. (2010). *Código ético del psicólogo*. Trillas.

Steiger, J. H. & Lind, J. M. (1980). Statistically based tests for the number of common factors. Paper presented at the annual meeting of the Psychometric Society, Iowa City, IA. <https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=2504597>

Unikel, C., Bojórquez, I. & Carreño, S. (2004). Validación de un cuestionario breve para medir conductas alimentarias de riesgo. *Salud Pública De México*, 46(6) 509-515. <https://www.saludpublica.mx/index.php/spm/article/view/6572/8096>

Unikel, C., Díaz de León, C. & Rivera, J. (2017). *Conductas alimentarias de riesgo y factores asociados: desarrollo y validación de instrumentos de medición* (1.a ed., Vol. 129) [Ebook]. Universidad Autónoma Metropolitana.

Vargas, R., Bautista, M. L. & Palencia, A. R. (2021). Conductas alimentarias de riesgo e

insatisfacción corporal en adolescentes de secundaria: el papel del sexo y ubicación de la escuela. *Educación y Salud Boletín Científico Instituto de Ciencias de la Salud Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo*, 9(18), 11-19.

<https://doi.org/10.29057/icsa.v9i18.6571>

