



Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios

Mexican Journal of Eating Disorders

Journal homepage: <http://journals.iztacala.unam.mx/>

Psychometric properties of the Inventory of Peer Influence on Eating Concerns

Propiedades psicométricas del Inventario de Influencia de Pares sobre la Preocupación Alimentaria

Adriana Amaya Hernández¹, Juan Manuel Mancilla Díaz, Georgina L. Alvarez Rayón, Mayaro Ortega Luyando y Ma. Leticia Bautista Díaz

¹ Laboratorio de Trastornos del Comportamiento Alimentario. Facultad de Estudios Superiores Iztacala, UNAM

Abstract

The aim of this research was to know the psychometric properties of the Inventory of Peer Influence on Eating Concerns in Mexican female and male population among 10 and 19 years old. The sample was non-probabilistic, composed by 917 participants (females 498 and males 419). After three testing pilots it was necessary to carry out two versions, one for each gender. Cronbach's *alpha* of .94 was obtained for female and .92 for male version. The exploratory factor analysis yielded three factors, which are: messages, likability with peers of the opposite sex and interaction with peers of the same sex, however it is worthy to note that these two versions are not comparable. Finally, a confirmatory factor analysis was conducted for each version, female and male, which confirmed the factorial model proposed in the exploratory analysis. Based on these results it is possible to conclude that both versions of this inventory are a useful tool to evaluate peer influence on eating concerns.

Resumen

El propósito del presente estudio fue conocer las propiedades psicométricas del Inventario de Influencia de Pares sobre la Preocupación Alimentaria en mujeres y hombres mexicanos de entre 10 y 19 años de edad. La muestra fue no probabilística de tipo intencional, conformada por 917 participantes (498 mujeres y 419 hombres). Se realizaron tres pilotes, a partir de estos se consideró necesario derivar dos versiones, una para cada sexo. Se obtuvo un *alpha* de Cronbach de .94 y .92 para la versión femenina y masculina, respectivamente. El análisis factorial exploratorio arrojó tres factores, los cuales son: mensajes, popularidad con el sexo opuesto e interacción con pares del mismo sexo, es preciso señalar que a pesar de ello ambas versiones no son equiparables. Finalmente, se realizó un análisis factorial confirmatorio para cada versión, femenina y masculina, que corroboró el modelo factorial propuesto en el análisis exploratorio. A partir de los resultados obtenidos es posible concluir que ambas versiones del inventario constituyen una herramienta útil para evaluar la influencia de pares sobre la preocupación alimentaria.

INFORMACIÓN ARTÍCULO

Recibido: 19/09/2011
Revisado: 08/12/2011
Aceptado: 09/12/2011

Key words: Eating Disorders, sociocultural influence, body image, adolescents.

Palabras clave: Trastornos del comportamiento alimentario, influencia sociocultural, imagen corporal, adolescentes.

Introducción

El modelo de influencia tripartita en el que interactúan los medios de comunicación, la familia y el grupo de pares para desencadenar la insatisfacción corporal y las conductas alimentarias anómalas, específicamente la restricción alimentaria, fue propuesto por Thompson, Heinberg, Altabe y Tantleff-Dunn (1999). Posteriormente Van den Berg, Thompson, Obremski-Brandon y Covert (2002), así como Yamamiya, Shroff y Thompson (2008) sustentaron empíricamente dicho modelo y concluyeron que los grupos sociales se encargan de promover el ideal corporal socialmente aceptable, el cual actualmente está

asociado a la delgadez extrema, misma que es glorificada por los grupos sociales y considerada un sinónimo de aceptación social, éxito y belleza (Thompson & Stice, 2001).

En estudios que han evaluado la influencia de los grupos sociales sobre la imagen corporal, se ha sugerido que es necesario profundizar en la identificación de cuál es el rol de los pares en la transmisión y reforzamiento de los mensajes sociales que promueven el ideal de delgadez (McCabe & Ricciardelli, 2005; Meyer & Gast, 2008; Sinton & Birch, 2006; Thompson et al., 2007), y que pueden alentar a la presentación de conductas alimentarias anómalas, como la restricción alimentaria (Jones, 2004; Oliver & Theilen, 1996; Paxton, Schutz, Wertheim & Muir, 1999).

En estudios en los que se ha evaluado la influencia de pares, se le ha definido como la contribución de

¹Correspondencia: Adriana Amaya Hernández, Laboratorio de Trastornos del Comportamiento Alimentario. Facultad de Estudios Superiores Iztacala, UNAM. División de Investigación y Posgrado, Av. de los Barrios # 1, Los Reyes Iztacala, Tlalnepantla CP 54090, México. E-mail address: aamayah@hotmail.com; Tel.: +52(55) 5623 1333 ext. 39737, Fax: +52(55) 5390 7604

los amigos o iguales para que una persona interiorice el modelo estético dominante, e incluso desarrolle preocupación por el peso y la alimentación (Oliver & Thelen, 1996; Vázquez, Alvarez & Mancilla, 2000). Asimismo, se ha fundamentado que la influencia de pares está relacionada con la insatisfacción corporal y las conductas alimentarias anómalas (Clark & Tiggemann, 2006, 2007; Donht & Tiggemann, 2006; Dunkley, Wertheim & Paxton, 2001; Jones & Crawford, 2005; McCabe, Ricciardelli & Finemore, 2002; Phares, Steinberg & Thompson, 2004) y, más específicamente, con la dieta restrictiva (Donht & Tiggemann, 2006; Hutchinson & Rapee, 2007). No obstante, se ha señalado que la influencia de pares sobre la imagen corporal y las conductas alimentarias difiere entre sexos, siendo mayor en mujeres que en hombres (Ata, Ludden & Lally, 2007; McCabe & Ricciardelli, 2001a; Oliver & Thelen, 1996; Ricciardelli, McCabe & Banfield, 2000).

Los resultados de estas investigaciones se han basado en datos recabados con base a cuestionarios de autoreporte. Al respecto, existen diversos instrumentos que permiten evaluar la influencia de pares sobre la imagen corporal y la conducta alimentaria de adolescentes, ejemplo de ello son: el Perceived Sociocultural Influences on Body Image and Body Change Questionnaire (McCabe & Ricciardelli, 2001b), que cuenta con dos factores que evalúan la influencia del mejor amigo varón y la mejor amiga mujer para perder o aumentar peso e incrementar musculatura; la Appearance Conversations with Friends Scale (Jones, Vigfusdottir & Lee, 2004), que evalúa críticas y conversaciones sobre la figura corporal en adolescentes; la Perceived Sociocultural Pressure Scale (Stice & Agras, 1998), la cual cuenta con 10 reactivos que estiman la presión de la familia y los pares para ser delgado; la Peer Attribution Scale (Lieberman, Gauvin, Bukowski & White, 2001), que consta de ocho ítems que evalúan las atribuciones hechas por pares del mismo sexo y del sexo opuesto a la apariencia ($\alpha = .90$); y el Cuestionario de Influencias sobre el Modelo Estético Corporal (CIMEC; Toro, Salame-ro & Martínez, 1994), el cual cuenta con un factor que estima el rol de los amigos en la asimilación del modelo estético; y, respecto a este último, cabe men-

cionar que es el único de estos instrumentos que ha sido adaptado para adolescentes y adultos mexicanos (Vázquez et al., 2000).

Con este pequeño panorama de los instrumentos de autoreporte que evalúan la influencia de pares, es posible percatarse de que, como han puntualizado Thompson et al. (1999), son diversos los aspectos que se deben considerar en la evaluación de la influencia de pares, por ejemplo: las burlas, los mensajes, la interacción, las comparaciones, e incluso la influencia entre pares del mismo sexo y del sexo opuesto. Sin embargo, ninguno de los instrumentos antes citados incluye todos estos aspectos; contrariamente, el único cuestionario localizado que si considera los aspectos antes señalados es el Inventario de Influencia de Pares sobre la Preocupación Alimentaria (Inventory of Peer Influence on Eating Concerns [I-PIEC], por sus siglas en inglés), diseñado por Oliver y Thelen (1996).

El I-PIEC es un cuestionario de autoreporte conformado por 30 reactivos que se agrupan en cinco factores: 1. Mensajes, se refiere a la frecuencia con que una persona recibe burlas o mensajes negativos, por parte de mujeres y hombres, acerca de sus hábitos alimentarios e imagen corporal; 2. Interacción con hombres; 3. Interacción con mujeres, estas dos entendidas como la frecuencia con que una persona interactúa (por ejemplo: hablar y comparar cuerpos) con hombres y mujeres acerca de sus hábitos alimentarios e imagen corporal; 4. Popularidad con hombres; y 5. Popularidad con mujeres, definidas estas últimas como el grado en que una persona cree que ser delgada puede aumentar la popularidad entre pares femeninos y masculinos. Si bien el nombre de este inventario sugiere que tiene como único propósito la evaluación de la influencia de pares sobre la alimentación, al analizar el contenido de los reactivos que lo conforman, es posible percatarse de que además de evaluar la influencia de los pares sobre la preocupación alimentaria, también estima dicha influencia sobre la imagen corporal. Por tanto, se esperaría que la puntuación en el I-PIEC correlacione con la de aquellos instrumentos que tienen como finalidad la evaluación de la imagen corporal, como es el caso del Cuestionario de Imagen Corporal (Body

Shape Questionnaire [BSQ]; Cooper, Taylor, Cooper & Fairburn, 1987).

Por otro lado, otra observación resultante de la revisión realizada en cuanto a los instrumentos que evalúan la influencia de pares, es que la mayoría han sido diseñados para adolescentes, lo cual parece respaldarse en la psicología del desarrollo, que se señala que durante la adolescencia se le da más importancia a los mensajes de los pares que de los padres (Feldman, 2007; Kail & Cavanaugh, 2006; Weinstein, Mermelstein, Hedeker, Hankin & Flay, 2006), e incluso se ha afirmado que en esta etapa del desarrollo los pares pueden reemplazar a la familia (Steinberg, 2001). De acuerdo con la OPS (2008), la adolescencia empieza a los 11 años de edad y termina a los 18, por lo que en el presente estudio se considerará como adolescentes a las personas entre 10 y 19 años de edad, es decir, un año por debajo y uno por encima del rango establecido por la OPS, ya que esta misma organización ha señalado que este rango puede variar entre individuos y sexos.

Así, considerando que: 1) en México no se cuenta con un instrumento que permita evaluar las burlas, los mensajes, las interacciones y las comparaciones relacionadas al cuerpo entre pares del mismo sexo y del sexo opuesto; y 2) bajo este contexto, el I-PIEC puede ser una herramienta útil para la evaluación y estudio de la influencia del grupo de pares en población mexicana. Por tanto, el objetivo de la presente investigación fue conocer las propiedades psicométricas del Inventario de Influencia de Pares sobre la Preocupación Alimentaria en adolescentes mexicanos de ambos sexos.

Estudio 1

El propósito de este estudio fue conocer la consistencia interna y la validez del Inventario de Influencia de Pares sobre la Preocupación Alimentaria.

Método

Participantes

La muestra fue no probabilística de tipo intencional,

conformada por 477 adolescentes de entre 10 y 19 años de edad, de los cuales 235 eran mujeres ($M = 13.95$, $DE = 2.80$) y 242 varones ($M = 13.95$, $DE = 2.68$). Todos los participantes eran residentes de la zona metropolitana de la Ciudad de México y pertenecían a escuelas públicas y privadas de enseñanza básica, media y media-superior.

Instrumentos

Inventario de Influencia de Pares sobre la Preocupación Alimentaria (I-PIEC; Oliver & Thelen, 1996). Consta de 30 reactivos con cinco opciones de respuesta tipo Likert (*nunca* = 1, *mucho* = 5); en donde a mayor puntuación, mayor influencia de pares. Oliver y Thelen evaluaron sus propiedades psicométricas en niños y niñas estadounidenses de entre 9 y 11 años de edad. De acuerdo con el análisis factorial exploratorio (AFE) realizado por los autores, este instrumento cuenta con cinco factores, que son: 1. Mensajes ($\alpha = .92$); 2. Interacción con hombres ($\alpha = .76$); 3. Interacción con mujeres ($\alpha = .80$); 4. Popularidad con hombres ($\alpha = .88$); y 5. Popularidad con mujeres ($\alpha = .88$). Finalmente, es preciso señalar que este inventario no cuenta con puntos de corte.

Cuestionario de Imagen Corporal (BSQ; Cooper et al., 1987), el cual se destaca por ser uno de los cuestionarios de autoreporte más empleados a nivel internacional para evaluar la insatisfacción con la imagen corporal. En México se cuenta con dos versiones del BSQ: una femenina y una masculina. Con respecto a la primera de éstas, Vázquez, Galán, López, Alvarez & Mancilla (2011) examinaron sus propiedades psicométricas en adolescentes y jóvenes mexicanas, encontrando que el BSQ posee excelente consistencia interna ($\alpha = .98$) y una estructura de dos factores: Malestar corporal normativo y Malestar corporal patológico. En tanto que la versión masculina del BSQ fue evaluada en adolescentes y jóvenes mexicanos por Mendoza et al. (2010), encontrando que posee excelente consistencia interna ($\alpha = .94$) y una estructura de tres factores: Insatisfacción corporal general, Insatisfacción corporal pro-adelgazamiento, e Insatisfacción corporal pro-musculatura.

Procedimiento

Para el I-PIEC se realizó una traducción de doble vía, la cual consistió en que un profesional con dominio del idioma español e inglés lo tradujera al español, posteriormente esta versión fue traducida al inglés por un profesional nativo con dominio de los dos idiomas; además, ambas traducciones fueron revisadas por dos expertos en el área de los TCA para evitar una interpretación errónea de los reactivos.

Posteriormente se realizaron tres piloteos, cada uno con 20 hombres y 20 mujeres de entre 10 y 19 años, los cuales tuvieron como propósito conocer si las instrucciones del I-PIEC y la redacción de los reactivos eran claras. Para ello se presentó a autoridades educativas el protocolo de la investigación y se pidió la firma del consentimiento informado por parte de los padres o tutores. La aplicación de los instrumentos se realizó de forma grupal en una sola sesión, esto dentro del horario y salón de clase asignados. Al inicio de la sesión se les explicó a los participantes el propósito del estudio y se les pidió que, además de contestar el cuestionario, subrayaran o encerraran las palabras o reactivos que no entendieran, o bien, que levantaran la mano cuando tuvieran alguna duda; en este caso, se aclaraba la duda y se marcaba el ítem en cuestión. Al final de la aplicación, y de forma grupal, nuevamente se les pedía que hicieran comentarios en cuanto a la claridad de la redacción de los reactivos, de la escala de respuesta y de las instrucciones del I-PIEC.

A partir de las observaciones expresadas por los participantes en los piloteos, se hicieron las siguientes modificaciones: 1. Para algunos niños la palabra *dieta* fue confusa, ya que la entendían como referente a la alimentación diaria y no como restricción alimentaria, por lo que al reactivo “*Las niñas dicen que debería ponerme a dieta*” se le agregó un ejemplo (e.g.: comer menos); 2. Considerando que el I-PIEC fue diseñado para población infantil, los participantes mayores a 15 años mencionaron que tenían que recordar su infancia para responder al cuestionario y no lo hacían considerando el contexto actual, por ello se decidió cambiar los vocablos *niñas* y *niños* por

mujeres y *hombres*, pero esto exclusivamente para el caso de los participantes mayores a 15 años; 3. Por ende, en el reactivo “*Creo que a las niñas les gustaría jugar más conmigo si estuviera más delgado*” se cambió la palabra *jugar* por *convivir*, pero esto sólo para los mayores de 15 años; 4. Finalmente, otras modificaciones correspondieron, por un lado, al formato de presentación de las opciones de respuesta y, por otro lado, a la derivación de dos versiones del I-PIEC, una para el sexo femenino y otra para el masculino, esto debido a que los participantes mencionaron que el cuestionario contaba con reactivos que no eran adecuados para preguntar a los hombres, ya que parecían hacer referencia a situaciones exclusivas del sexo femenino, o viceversa. Considerando esta última observación, se decidió que los participantes sólo contestaran las escalas que fueran pertinentes para su sexo. De esta manera, la escala denominada Mensajes (12 reactivos) fue contestada por ambos sexos; las escalas Interacciones con hombres (3 reactivos) y Popularidad con mujeres (5 reactivos) sólo las respondieron los varones; y las escalas Interacciones con mujeres (5 reactivos) y Popularidad con hombres (5 reactivos) fueron exclusivas del sexo femenino. Así, la versión femenina quedó conformada por 22 reactivos y la masculina por 20.

Después de realizar las modificaciones pertinentes, nuevamente se acudió a instituciones educativas para presentar el protocolo de la investigación, se pidió el consentimiento informado de los padres o tutores, y posteriormente se realizó la aplicación del BSQ y del I-PIEC en un salón de clases de forma grupal en los horarios asignados por las autoridades de cada institución. Al inicio de la sesión se les explicó a los participantes el propósito del estudio y se les pidió levantaran la mano cuando tuvieran alguna duda, de ser así se les aclaraba la duda para que el participante pudiera seguir respondiendo. No obstante, cabe señalar que en el caso de los participantes de 10 a 12 años se les leyó en voz alta cada uno de los reactivos y las posibles opciones de respuesta. Al terminar de contestarlos, los aplicadores revisaban cada uno de los cuestionarios respecto a que no tuvieran reactivos sin respuesta o con doble respuesta y, cuando éste era

el caso, asistían individualmente al participante para resolver la situación.

Análisis estadístico

Para conocer la confiabilidad y validez de las dos versiones del I-PIEC se realizaron los siguientes análisis estadísticos:

Consistencia interna: se calcularon coeficientes *alpha* de Cronbach y coeficientes de correlación de Pearson (reactivo-total).

Validez: para conocer la validez de constructo, se realizó AFE y, para estimar la validez convergente entre el I-PIEC y el BSQ, se calculó el coeficiente de correlación de Pearson.

En cuanto al AFE, se consideraron los criterios propuestos por Yela (1997) para la definición de la estructura factorial: 1) El valor propio de cada factor tiene que ser mayor a uno, 2) Los reactivos de cada factor deben obtener una carga factorial mayor o igual a 0.40, 3) Los reactivos agrupados en un factor deben presentar congruencia conceptual, y 4) Cada factor tiene que agrupar más de dos reactivos.

Resultados

El promedio de la puntuación total para el I-PIEC en las mujeres fue de 37.15 (*DE* = 15.90) y en los varones de 28.05 (*DE* = 11.06), mientras que el pico de frecuencia se situó entre las puntuaciones de 22 y 30 para la versión femenina, y entre 20 y 27 para la versión masculina (Figuras 1 y 2). Correspondiendo ambos rangos a las puntuaciones más bajas que se pueden obtener en cada una de las versiones del inventario, no obstante 14.89% de las mujeres y 16.12% de los varones obtuvieron una puntuación alta (*M*+1*DE*). Además, es preciso recordar que a menor puntuación, menor influencia de pares; y que, en la versión femenina, la puntuación máxima posible es 110 y la mínima 22, mientras que en la masculina, la máxima es 100 y la mínima 20. Adicionalmente se realizó una comparación por sexo, la cual indicó que la puntuación obtenida por las mujeres fue significativamente mayor a la de los varones (*t* = 7.23, *p* < .001).

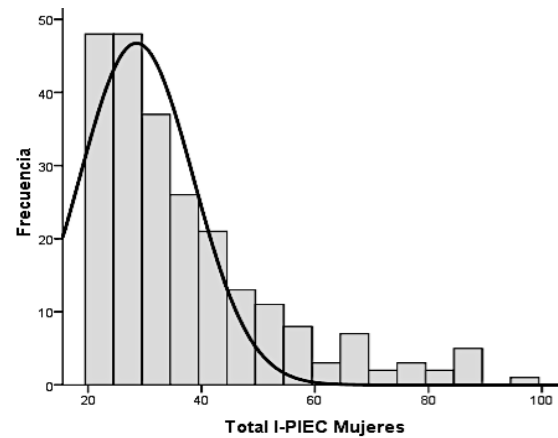


Figura 1. Frecuencia de la puntuación total en el I-PIEC femenino.

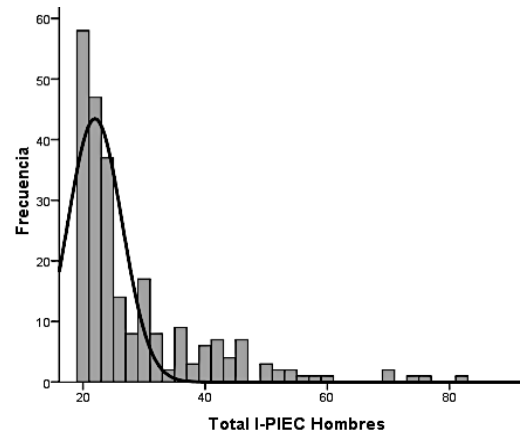


Figura 2. Frecuencia de la puntuación total en el I-PIEC masculino.

Consistencia interna

En la Tabla 1 se observan los valores del coeficiente *alpha* de Cronbach, el método de división por mitades y la correlación reactivo-total, los cuales reflejan que ambas versiones del I-PIEC poseen excelente consistencia interna, obteniendo valores ligeramente mayores la versión femenina que la masculina.

Tabla 1. Consistencia interna del I-PIEC

I-PIEC	Alpha de Cronbach	Método				
		División por mitades		Corrección Spearman-Brown	Correlación reactivo-total	
		1ª	2ª		mínima	máxima
Versión para mujeres	.94	.88	.88	.96	.49	.80
Versión para hombres	.92	.82	.88	.90	.38	.76

p < .0001

Validez

Previo al AFE, se examinaron los valores de *KMO* para la versión femenina (.91) y masculina (.83), además de la prueba de esfericidad de Bartlett, siendo ésta significativa para mujeres ($X^2(231) = 3513.05$, $p < .0001$) y hombres ($X^2(190) = 2846.54$, $p < .0001$), indicando la adecuación de los datos.

Considerando que en ninguna de las dos versiones la puntuación total tuvo una distribución normal (ver Figuras 1 y 2), se realizó el AFE con ejes principales como método de extracción y se optó por aplicar rotación promax (Osborne & Costello, 2005). El primer análisis para cada una de las versiones derivó cuatro factores, sin embargo, el valor propio del último factor fue menor a uno, por lo cual se decidió realizar un

segundo análisis, pero forzando a una estructura de tres factores. Los resultados de este segundo análisis se describen a continuación.

Versión femenina

El primer factor quedó conformado por cinco reactivos, con carga ponderal mínima de .65, que evalúan popularidad con hombres; en el segundo factor se agruparon 12 reactivos, con carga ponderal mínima de .50, que hacen mención de los mensajes recibidos por parte de los pares; y finalmente, el tercer factor agrupó cinco reactivos, con carga ponderal mínima de .63, que refieren a la interacción entre mujeres. Esta estructura factorial explicó 56.45% de la varianza total, los tres factores mostraron poseer buena consistencia interna (véase Tabla 2).

Tabla 2.
Cargas ponderales y consistencia interna para los reactivos del I-PIEC Femenino.

Reactivo	F1	F2	F3
Popularidad con hombres ($\alpha = .91$)			
3. Creo que los hombres piensan que me vería mejor si fuera delgada.	.79		
13. Creo que a los hombres les gustaría platicar más conmigo si estuviera más delgada.	.84		
15. Creo que el tener un cuerpo delgado es una buena manera de agradecerle a los hombres.	.65		
18. Creo que a los hombres les simpatizaría más si estuviera más delgada.	.87		
19. Si fuera más delgada, creo que los hombres quisieran sentarse junto a mí más seguido.	.82		
Mensajes ($\alpha = .91$)			
2. Los hombres dicen que no les simpatizó debido a mi cuerpo.		.67	
4. Las mujeres dicen que estoy gorda.		.52	
5. Los hombres dicen que estoy gorda.		.64	
6. Los hombres se burlan de mí o hacen chistes sobre el tamaño o forma de mi cuerpo.		.68	
7. Las mujeres se ríen de mí o hacen chistes de mi cuerpo.		.72	
9. Las mujeres dicen que debería ponerme a dieta (por ejemplo: comer menos).		.52	
10. Los hombres dicen que como comida que me va a poner gorda.		.50	
12. Las mujeres se burlan de mí o hacen chistes sobre el tamaño o forma de mi cuerpo.		.85	
16. Las mujeres dicen que me vería mejor si estuviera más delgada.		.55	
17. Los hombres se ríen de mí o hacen chistes de mi cuerpo.		.82	
20. Creo que las mujeres piensan que estoy gorda.		.50	
21. Los hombres dicen que me vería mejor si estuviera más delgada.		.57	
Interacción con mujeres ($\alpha = .80$)			
1. Las mujeres y yo comparamos cómo lucen nuestros cuerpos con nuestra ropa.			.71
8. Las mujeres y yo platicamos acerca de cómo nos gustaría que fueran nuestros cuerpos.			.67
11. Platico con las mujeres acerca de los alimentos que engordan a la gente.			.63
14. Las mujeres y yo comparamos cómo lucen nuestros cuerpos en el espejo.			.84
22. Las mujeres y yo comparamos el tamaño y la dimensión de nuestros cuerpos.			.85
Valor propio	9.45	1.63	1.34
Varianza explicada	42.94	50.33	56.45

Nota. Factor 1 (F1), Factor 2 (F2), Factor 3 (F3).

Versión masculina

El primer factor agrupó cinco reactivos, con carga ponderal mínima de .77, los cuales hicieron alusión a la popularidad con mujeres; el segundo factor hace referencia a los mensajes de pares y está conformado por 12 reactivos, con carga ponderal mínima de .42; y el último factor agrupó tres reactivos, con carga ponderal mínima de .60, que evalúan la interacción con hombres. Con esta estructura factorial se explicó 53.50% de la varianza total y, al igual que la versión femenina, los tres factores mostraron de adecuada a buena consistencia interna (véase Tabla 3).

Además, considerando la estructura factorial antes señalada para cada una de las versiones, y como

un dato adicional que confirma la consistencia interna del I-PIEC, se analizó la correlación entre los factores y la puntuación total (véase Tabla 4), encontrándose correlaciones altas, excepto la correlación entre el factor Interacción y la puntuación total en varones, la cual fue moderada.

Finalmente, en cuanto al análisis de validez convergente de ambas versiones del I-PIEC, se calcularon los coeficientes de correlación entre sus puntuaciones (total y de los factores) con la puntuación total en el BSQ. Estas correlaciones fueron significativas, con magnitud entre moderadas y altas, a excepción de la obtenida en varones entre el BSQ y el factor Interacción con hombres del I-PIEC, la cual fue débil ($r = .42$).

Tabla 3.
Cargas ponderales y consistencia interna para los reactivos del I-PIEC Masculino.

Reactivo	F1	F2	F3	
Popularidad con mujeres ($\alpha = .90$)				
5. Si fuera más delgado, creo que las mujeres quisieran sentarse junto a mí más seguido.	.79			
10. Creo que las mujeres piensan que yo me vería mejor si estuviera más delgado.	.77			
11. Creo que a las mujeres les gustaría convivir más conmigo si estuviera más delgado.	.80			
19. Creo que a las mujeres les gustaría platicar más conmigo si estuviera más delgado.	.81			
20. Si fuera más delgado, creo que las mujeres me pondrían más atención.	.79			
Mensajes ($\alpha = .89$)				
1. Los hombres dicen que no les simpatizo debido a mi cuerpo.		.50		
2. Las mujeres dicen que estoy gordo.		.72		
4. Los hombres dicen que estoy gordo.		.76		
6. Los hombres se burlan de mí o hacen chistes sobre el tamaño o forma de mi cuerpo.		.72		
8. Las mujeres se ríen de mí o hacen chistes de mi cuerpo.		.57		
12. Las mujeres dicen que debería ponerme a dieta (por ejemplo: comer menos).		.48		
13. Los hombres dicen que como comida que me va a poner gordo.		.57		
14. Las mujeres se burlan de mí o hacen chistes sobre el tamaño o forma de mi cuerpo.		.72		
15. Las mujeres dicen que me vería mejor si estuviera más delgado.		.42		
16. Los hombres se ríen de mí o hacen chistes de mi cuerpo.		.79		
17. Creo que las mujeres piensan que estoy gordo.		.59		
18. Los hombres dicen que me vería mejor si estuviera más delgado.		.59		
Interacción con hombres ($\alpha = .75$)				
3. Los hombres y yo comparamos el tamaño y la dimensión de nuestros cuerpos.			.60	
7. Los hombres y yo comparamos cómo lucen nuestros cuerpos en el espejo.			.77	
9. Los hombres y yo comparamos cómo lucen nuestros cuerpos con nuestra ropa.			.79	
	Valor propio	7.65	1.90	1.15
	Varianza explicada	38.26	47.77	53.50

Nota. Factor 1 (F1), Factor 2 (F2), Factor 3 (F3).

Tabla 4.
Correlaciones entre factores y total del I-PIEC y entre BSQ e I-PIEC para ambas versiones.

	I-PIEC			
	Total	Popularidad	Mensajes	Interacción
I-PIEC Mujeres		.91*	.90*	.71*
I-PIEC Hombres		.85*	.92*	.52*
BSQ-Mujeres	.80*	.75*	.65*	.55*
BSQ-Hombres	.64*	.58*	.52*	.42*

* $p < .0001$

Estudio 2

El propósito de este estudio fue confirmar la estructura factorial antes derivada del Inventario de Influencia de Pares sobre la Preocupación Alimentaria.

Método

Participantes

La muestra fue no probabilística de tipo intencional, constituida por 263 mujeres y 174 hombres de entre 10 y 19 años de edad ($M = 14.52$, $DE = 2.80$, en ambos sexos), estudiantes de escuelas públicas y privadas de enseñanza básica, media y media-superior ubicadas en la zona metropolitana de la Ciudad de México.

Instrumento

Inventario de Influencia de Pares sobre la Preocupación Alimentaria (I-PIEC; Oliver & Thelen, 1996). Se emplearon las versiones femenina y masculina exploradas en el estudio previo. La versión femenina está conformada por 22 reactivos divididos en tres factores: Mensajes (12 reactivos), Popularidad con pares del sexo opuesto (5 reactivos) e Interacción con pares del mismo sexo (5 reactivos). Mientras que la versión masculina cuenta con 20 reactivos y la misma estructura factorial que la femenina: Mensajes (12 reactivos), Popularidad con pares del sexo opuesto (5 reactivos) e Interacción con pares del mismo sexo (3 reactivos).

Procedimiento

De la misma manera que en el estudio previo, se acudió a las instituciones educativas para presentar el protocolo de la investigación, se pidió el consentimiento informado de los padres o tutores, y posteriormente se realizó la aplicación del I-PIEC.

Análisis estadístico

Se realizó análisis factorial confirmatorio (AFC) para evaluar la estructura factorial propuesta en el estudio previo, uno para la versión femenina y otro para la versión masculina. Estos análisis se realizaron con el EQS versión 6.1., empleando el método de máxima verosimilitud, así como los índices de Lagrange y de Wald para optimizar el ajuste. Si bien son diversos los índices de ajuste que permiten conocer si los datos ajustan al modelo factorial propuesto, entre los más destacados —y que se consideraron en este estudio— se encuentran los siguientes: estadístico χ^2 , índice de ajuste no normado (*NNFI*), índice de ajuste comparativo (*CFI*), índice de ajuste incremental (*IFI*), índice de bondad de ajuste (*GFI*), residuo estandarizado cuadrático medio (*SRMR*) y error cuadrático medio de la aproximación (*RMSEA*). Y, al respecto, específicamente se espera que el estadístico χ^2 no sea significativo, aunque ya que éste es muy sensible al tamaño de la muestra, se ha propuesto dividirlo entre los grados de libertad (Kline, 1998), considerando que un valor menor a 3 denota un ajuste aceptable (Schreiber, Stage, King, Nora & Barlow, 2006). Con relación a los índices *NNFI*, *CFI*, *IFI* y *GFI*, se han sugerido como deseables valores $\geq .90$ (Pérez, Chacón & Moreno, 2000); mientras que para el *SRMR* y el *RMSEA* se sugieren valores $\leq .80$ (Jöreskog & Sörbom, 1993; Schreiber et al., 2006).

Resultados

En la Tabla 5 se observa el primer modelo factorial evaluado para la versión femenina y la masculina, pero dado que inicialmente ninguno de los dos modelos propuestos cumplió con los valores de ajuste,

se correlacionaron los residuos estandarizados que tenían un valor mayor a .10, y se consideraron los índices de Lagrange y de Wald para propiciar una mejoría en los índices de ajuste. En la misma tabla

se observan los dos últimos modelos que mejor ajustaron, uno para la versión femenina y otro para la versión masculina, con los cuales se confirman los modelos factoriales propuestos en el estudio 1.

Tabla 5.
Índices de ajuste para el primer y último modelo factorial de ambas versiones del I-PIEC.

	χ^2	<i>p</i>	χ^2/df	NNFI	CFI	IFI	GFI	SRMR	RMSEA
I-PIEC Femenino									
Primer modelo	1085.43	.0001	5.26	.76	.79	.79	.69	.09	.13
Último modelo ajustado	570.06	.0001	2.96	.89	.91	.91	.83	.07	.08
I-PIEC Masculino									
Primer Modelo	650.40	.0001	3.89	.75	.78	.78	.72	.08	.13
Último modelo ajustado	324.43	.0001	2.25	.89	.92	.92	.85	.06	.08

Discusión

En este trabajo, al igual que Oliver y Thelen (1996), se observó que las frecuencias en las puntuaciones totales de la mayoría de los participantes fueron bajas, lo cual significa que los participantes con bajas puntuaciones tienen muy poca o nula influencia de los pares sobre su imagen corporal y preocupación alimentaria. A pesar de ello, fue posible identificar un porcentaje importante con influencia de pares. En investigaciones previas se hace mención de que la influencia de pares difiere entre sexos, y que es mayor en las mujeres (Ata et al., 2007; McCabe & Ricciardelli, 2001a; Oliver & Thelen, 1996; Ricciardelli et al., 2000), lo cual fue corroborado en este estudio. Sin embargo, deben tomarse con precaución estos datos, ya que se tiene que recordar que la versión femenina cuenta con mayor número de reactivos (22) que la masculina (20).

Los diferentes métodos empleados para conocer la consistencia interna de las dos versiones del I-PIEC fundamentan que las versiones adaptadas para adolescentes mexicanos son confiables. Este hallazgo coincide con el estudio de Phares et al. (2004), quienes reportan un coeficiente *alpha* de .94, el cual es similar a los encontrados en la versión femenina ($\alpha = .93$) y masculina ($\alpha = .90$) para adolescentes mexi-

canos. No obstante, con relación a la consistencia interna de los factores aquí propuestos (véase Tabla 6), se observó que fue similar a la reportada por Oliver y Thelen (1996), pero mayor respecto a la reportada en estudios previos (Clark & Tiggemann, 2006; Davison & Birch, 2004; Sinton & Birch, 2006).

Tabla 6.
Consistencia interna para cada una de las escalas que conforman el I-PIEC.

Escalas I-PIEC	Oliver y Thelen (1996)	Versión femenina	Versión masculina
Mensajes	.92	.91	.89
Interacción con mujeres	.80	.80	
Interacción con hombres	.76		.75
Popularidad con hombres	.88	.91	
Popularidad con mujeres	.88		.90

Para conocer la validez de constructo del I-PIEC, se examinó su estructura factorial, análisis que previamente sólo ha sido reportado por Oliver y Thelen (1996).

Al respecto, como ya se mencionó, una de las fortalezas del I-PIEC es que evalúa diferentes aspectos (e.g. mensajes, burlas, comparaciones relacionadas al cuerpo, entre otras) de la influencia entre pares del mismo sexo y del sexo opuesto; por ello, en la adaptación realizada para adolescentes mexicanos, a pesar de contar con menos reactivos y factores, se

buscó preservar dicha fortaleza.

Para la versión femenina se decidió que sólo contestaran las escalas de: Mensajes, Interacción con mujeres y Popularidad con hombres; mientras que para los varones se optó porque únicamente respondieran las escalas de: Mensajes, Interacción con hombres y Popularidad con mujeres. Al realizar el AFE, se mantuvo esta estructura factorial, conservándose los mismos ítems en las dos versiones del I-PIEC propuestas. En tanto que el AFC realizado permitió confirmar la pertinencia de dicha estructura en una segunda muestra de mujeres y varones adolescentes.

Por otra parte, la validez convergente del I-PIEC se comprobó, dadas las correlaciones obtenidas entre éste y una medida ampliamente empleada para evaluar la insatisfacción corporal (BSQ), las cuales —en el caso de las versiones femeninas de ambos instrumentos— fueron desde moderadas hasta altas ($r = .55-.80$); mientras que entre las versiones masculinas fueron principalmente moderadas ($r = .42-.64$). No obstante, es importante señalar que en investigaciones previas se ha encontrado resultados inconsistentes en cuanto los coeficientes de correlación obtenidos; por ejemplo, en varones van desde .19 hasta .49 (Jones & Crawford, 2005; McCabe et al., 2002; Phares et al., 2004), mientras que en mujeres fluctúan entre .27 y .57 (Clark & Tiggemann, 2006, 2007; Dohnt & Tiggemann, 2006; Dunkley et al., 2001; McCabe et al., 2002; Phares et al., 2004).

Finalmente, es importante recordar en México, el único cuestionario —del cual se tiene conocimiento— que permite evaluar la influencia de los pares sobre la imagen corporal es el CIMEC (Vázquez et al., 2000), por lo que la principal aportación del presente estudio es que deriva la adaptación del I-PIEC, el cual permite evaluar burlas, mensajes, interacción, comparaciones relacionadas al cuerpo e influencias entre pares del mismo sexo —y del opuesto— sobre la preocupación alimentaria y la imagen corporal de forma válida y confiable en adolescentes mexicanos. Además, Batista-Foguet, Coenders y Alonso (2004) destacan que el contar con el sustento que supone la realización de AFC brinda una mayor garantía de que los reactivos de un instrumento de medición se

entienden de la misma manera en distintos contextos, e incluso que las variables latentes han sido conceptualizadas de la misma forma.

No obstante, resulta necesario que futuras investigaciones analicen las propiedades psicométricas de este inventario en participantes de diferentes edades, en pacientes diagnosticados con psicopatologías relacionadas a la imagen corporal o a la alimentación, o bien, con muestras probabilísticas que examinen la posible generalización de estos resultados y que fortalezcan las evidencias existentes en cuanto a las cualidades psicométricas del I-PIEC.

Agradecimientos: Agradecemos al CONACYT el financiamiento, con Registro No. 131865, otorgado al Dr. Juan Manuel Mancilla Díaz.

Referencias

- Ata, R. N., Ludden, A. B. & Lally, M. M. (2007). The effects of gender and family, friends, and media influences on eating behaviors and body image during adolescence. *Journal of Youth Adolescence*, 36, 1024-1037.
- Batista-Foguet, J. M., Coenders, G. & Alonso, J. (2004). Análisis factorial confirmatorio. Su utilidad en la validación de cuestionarios relacionados con la salud. *Medicina Clínica*, 122(Supl 1), 21-7.
- Clark, L. & Tiggemann, M. (2006). Appearance culture in nine- to 12-year-old girls: Media and peer influences on body dissatisfaction. *Social Development*, 15(4), 628-643.
- Clark, L. & Tiggemann, M. (2007). Sociocultural influences and body image in 9 to 12 year old girls: The role of appearance schemas. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 36(1), 76-86.
- Cooper, P. J., Taylor, M. J., Cooper, Z. & Fairburn, C. G. (1987). The development and validation of the Body Shape Questionnaire. *International Journal of Eating Disorders*, 6, 485-494.
- Davison, K. K. & Birch, L. L. (2004). Predictors of fat stereotypes among 9-year-old girls and their parents. *Obesity Research*, 12(1), 86-94.
- Dohnt, H. K. & Tiggemann, M. (2006). Body image concerns in young girls: The role of peers and media prior to adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*,

- 35(2), 141-151.
- Dunkley, T., Wertheim, E. & Paxton, S. (2001). Examination of a model of multiple sociocultural influences on adolescent girls body dissatisfaction and dietary restraint. *Adolescence*, 36(142), 265-279.
- Feldman, R. S. (2007). *Desarrollo psicológico a través de la vida*. México: Pearson Educación.
- Hutchinson, D. M. & Rapee, R. M. (2007). Do friends share similar body image and eating problems? The role of social networks and peer influences in early adolescence. *Behaviour Research and Therapy*, 45, 1557-1577.
- Jones, D. C. (2004). Body image among adolescent girls and boys: A longitudinal study. *Developmental Psychology*, 40(5), 823-835.
- Jones, D. C. & Crawford, J. K. (2005). Adolescent boys and body image: Weight and muscularity concerns as dual pathways to body dissatisfaction. *Journal of Youth and Adolescence*, 34(6), 629-636.
- Jones, D. C., Vigfusdottir, T. H., & Lee, Y. (2004). Body image and the appearance culture among adolescent girls and boys: An examination of friend conversations, peer criticism, appearance magazines and the internalization of appearance ideals. *Journal of Adolescent Research*, 19, 323-339.
- Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1993). *LISREL8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Hillsdale, NJ: Erlbaum
- Kail, R. V. & Cavanaugh, J. C. (2006). *Desarrollo humano: Una perspectiva del ciclo vital*. México: Thomson.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. New York: The Guilford Press.
- Lieberman, M., Gauvin, L., Bukowski, W. M. & White, D. R. (2001). Interpersonal influence and disordered eating behaviors in adolescent girls: The role of peer modeling, social reinforcement and body-related teasing. *Eating Behaviors*, 2, 215-236.
- McCabe, M. P. & Ricciardelli, L. A. (2001a). Parent, peer and media influences on body image and strategies to both increase and decrease body size among adolescent boys and girls. *Adolescence*, 36(142), 225-240.
- McCabe, M. P. & Ricciardelli, L. A. (2001b). The structure of the Perceived Sociocultural Influences on Body Image and Body Change Questionnaire. *International Journal of Behavioral Medicine*, 8(1), 19-41.
- McCabe, M. P. & Ricciardelli, L. A. (2005). A prospective study of pressures from parents, peers, and the media on extreme weight change behaviors among adolescent boys and girls. *Behavior Research and Therapy*, 43, 653-668.
- McCabe, M. P., Ricciardelli, L. A. & Finemore, J. (2002). The role of puberty, media and popularity with peers on strategies to increase weight, decrease weight and increase muscle tone among adolescent boys and girls. *Journal of Psychosomatic Research*, 52, 145-153.
- Mendoza, A. N., Morales, J. G., Alvarez, G., Vázquez, R., López, X. & Amaya, A. (2010, Octubre). Propiedades psicométricas de una versión masculina del Cuestionario de Imagen Corporal (BSQ-V). Trabajo presentado en el XVIII Congreso Mexicano de Psicología, Ciudad de México, México.
- Meyer, T. A. & Gast, J. (2008). The effects of peer influence on disordered eating behavior. *Journal of School Nursing*, 24(1), 36-42.
- Oliver, K. K. & Thelen, H. M. (1996). Children's perceptions of peer influence on eating concerns. *Behavior Therapy*, 27, 25-39.
- Organización Panamericana de la Salud (2008). *Jóvenes: Opciones y cambios*. EEUU: Organización Mundial de la Salud.
- Osborne, J. W. & Costello, A. B. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 10(7), 1-9.
- Paxton, S. J., Schutz, H. K., Wertheim, E. H. & Muir, S. L. (1999). Friendship clique and peer influences on body image concerns, dietary restraint, extreme weight-loss behaviors, and binge eating in adolescent girls. *Journal of Abnormal Psychology*, 108(2), 255-266.
- Pérez, J. A., Chacón, S. & Moreno, R. (2000). Validez de constructo: El uso de análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12(Supl. 2), 442-446.
- Phares, V., Steinberg, A. R. & Thompson, J. K. (2004). Gender differences in peer and parental influences: Body image disturbance, self-worth and psychological functioning in preadolescent children. *Journal of Youth and Adolescence*, 33(5), 421-429.
- Ricciardelli, L. A., McCabe, M. P. & Banfield, S. (2000). Body image and body change methods in adolescent boys: Role of parents, friends, and the media. *Journal of Psychosomatic Research*, 49, 189-197.
- Schreiber, J. B., Stage, F. K., King, J., Nora, A. & Barlow, E. A. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review.

- Journal of Educational Research*, 99(6), 323-337.
- Sinton, M. M. & Birch, L. L. (2006). Individual and sociocultural influences on pre-adolescent girls' appearance schemas and body dissatisfaction. *Journal of Youth and Adolescence*, 35(2), 165-175.
- Steinberg, L. (2001). We know some things: Parent-adolescent relationships in retrospect and prospect. *Journal of Research on Adolescence*, 11(1), 1-19.
- Stice, E. & Agras, W. S. (1998). Predicting onset and cessation of bulimic behaviors during adolescence: A longitudinal grouping analysis. *Behavior Therapy*, 29, 257-276.
- Thompson, J. K., Heinberg, L. J., Altabe, M. & Tantleff-Dunn, S. (1999). *Exacting beauty: Theory, assessment, and treatment of body image disturbance*. Washington: American Psychological Association.
- Thompson, J. K., Shroff, H., Herbozo, S., Cafri, G., Rodriguez, J. & Rodriguez, M. (2007). Relations among multiple peer influences, body dissatisfaction, eating disturbance, and self-esteem: A comparison of average weight, at risk of overweight, and overweight adolescent girls. *Journal of Pediatric Psychology*, 32(1), 24-29.
- Thompson, J. K. & Stice, E. (2001). Thin-ideal internalization: Mounting evidence for a new risk factor for body-image disturbance and eating pathology. *Current Directions in Psychological Science*, 10(5), 181-183.
- Toro, J., Salamero, M. & Martínez, E. (1994). Assessment of sociocultural influences on the aesthetic body shape model in anorexia nerviosa. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 89(3), 147-151.
- van den Berg, P., Thompson, J. K., Obremski-Brandon, K. & Covert, M. (2002). The tripartite influence model of body image and eating disturbance. A covariance structure modeling investigation testing the mediational role of appearance comparison. *Journal of Psychosomatic Research*, 53, 1007-1020.
- Vázquez, R., Alvarez, G. & Mancilla, J. M. (2000). Consistencia interna y estructura factorial del Cuestionario de Influencia de los Modelos Estéticos Corporales (CIMEC), en población mexicana. *Salud Mental*, 23(6), 18-24.
- Vázquez, R., Galán, J., López, X., Alvarez, G. L. & Mancilla, J. M. (2011). Validez del Body Shape Questionnaire (BSQ) en mujeres mexicanas. *Revista Mexicana de Trastornos Alimentarios*, 2, 42-52.
- Weinstein, S. M., Mermelstein, R. J., Hedeker, D., Hankin, B. J. & Flay, B. R. (2006). The time-varying influences of peer and family support on adolescent daily positive and negative affect. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 35(3), 420-430.
- Yamamiya, Y., Shroff, H. & Thompson, J. K. (2008). The tripartite influence model of body image and eating disturbance: A replication with Japanese sample. *International Journal of Eating Disorders*, 41, 88-91.
- Yela, M. (1997). *La técnica del análisis factorial*. Madrid: Biblioteca Nueva.