



**FACULTAD DE LETRAS Y CIENCIAS HUMANAS**

**ESPECIALIDAD DE PSICOLOGÍA**

**PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA CAREGIVERS EATING  
MESSAGES SCALE EN ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS DE LIMA**

TESIS

Tesis para optar por el título de Licenciada en Psicología  
con mención en Psicología Clínica que presenta la Bachiller:

**MAITE SCHIRMER CHAUNY**

**Asesora: SILVANA ROMERO SALETTI**

**LIMA-PERÚ**

**2017**

## **Agradecimientos:**

A mi querido esposo Jean Pierre Chauny, por su cariño, paciencia, apoyo incondicional, motivación constante y por la fe que me manifestó todos estos años.

A mis 4 hijas: Consuelito, Amanda, Sofía e Isabelle, por el tiempo que les robé y por el enorme amor y entusiasmo con el que me acompañaron en esta aventura.

A mi asesora de tesis Silvana Romero, por su guía constante, conocimientos vastos del tema, capacidad de motivación y entrega generosa.

A mi madre, a quien adoro, por interesarse siempre en mí y celebrar mis logros.

A mi padre, por enseñarme a conectarme con los animales y con la naturaleza.

A mi hermana Karin y a mis hermanos Franz y Max, por estar siempre presentes en mi vida y en mi corazón.

A Florcita y a Jenni, por su soporte constante y amoroso, y por suplirme en labores que tuve que postergar.

A mis extraordinarias amigas Taty, Gloria y Lorena, por festejar conmigo cada logro.

A Fiorella Otiniano, por su valioso apoyo y acertadas recomendaciones y correcciones.

A mis profesoras y amigas María Antonia Rodríguez y Ana Caro, y al profesor Hugo Morales, por sus excelentes sugerencias y su exhaustiva revisión de la traducción.

A todas las y los estudiantes de la PUCP, que participaron de manera desinteresada en este proyecto.



## Resumen

El presente estudio adaptó y analizó las propiedades psicométricas de la escala *Caregivers Eating Messages Scale* (CEMS) en una muestra de 415 estudiantes universitarios de 16 a 24 años ( $M=19.19$ ;  $DE=2.08$ ). La CEMS mide la cantidad y tipo de mensajes negativos sobre alimentación que se reciben durante la niñez de parte de los padres y pares. La escala fue traducida, revisada por jueces expertos, piloteada y luego aplicada a la muestra. Se realizó un análisis factorial usando el método de Factorización de ejes principales y rotación Varimax que arrojó dos factores que comparten el 51% de la varianza: Mensajes de Restricción (MR) y Obligatoriedad de Consumo (MO). Además, se evidenció una satisfactoria confiabilidad por consistencia interna para ambas áreas ( $\alpha=.84$  para MR y  $\alpha=.82$  para MO). Asimismo, se obtuvo adecuadas evidencias de validez discriminante. Se encontraron correlaciones significativas entre el área MR y la IES-2 ( $r=-.31$ ), la EAT-26 ( $r=.23$ ) y la BAS ( $r=-.30$ ); mientras que en el área MO sólo se encontraron correlaciones significativas con la subescala de Confianza en las señales de hambre y saciedad de la IES-2 ( $r=.12$ ). Por último, se encontraron buenas evidencias de validez de criterio concurrente al apreciarse que los puntajes del área MR son capaces de discriminar a los participantes de acuerdo al IMC y al reporte de TCA. En conclusión, la versión en español de la CEMS presenta buenas propiedades psicométricas; por lo tanto, puede ser utilizada en futuras investigaciones con estudiantes universitarios.

**Palabras clave:** *mensajes sobre alimentación, validez, confiabilidad, trastornos de alimentación, adolescencia.*

## Abstract

The present study adapted and validated the Caregiver Eating Messages Scale (CEMS) in a sample of 415 university students aged 16 to 24 years ( $M=19.19$ ;  $DE=2.08$ ). The CEMS measures the amount and type of negative eating messages received during childhood by parents and peers. The scale was translated, reviewed by expert judges, piloted and then applied to the sample. A factorial analysis was carried out using Principal axis factoring and varimax rotation. This analysis yielded two factors that share 51% of the variance: Restrictive (MR) and Pressure to eat messages (MO). In addition, satisfactory internal consistency reliability was demonstrated for both areas ( $\alpha = .84$  for MR and  $\alpha = .82$  for MO). Likewise, adequate evidence of discriminant validity was obtained. Significant correlations were found between MR and IES-2 ( $r = -31$ ), EAT-26 ( $r = .23$ ) and BAS ( $r = -30$ ). For MO only significant correlations were found with IES-2's subscale Reliance on internal hunger and satiety cues ( $r = .12$ ). Finally, good evidence of concurrent criterion validity was found. MR scores were able to discriminate participants according to BMI and the report of eating disorders. In conclusion, the Spanish version of the CEMS presents good psychometric properties; therefore, it can be used in future investigations with university students.

**Keywords:** *eating messages, validity, reliability, eating disorders, adolescence.*

## Tabla de contenidos

INTRODUCCIÓN .....	1
MÉTODO.....	9
Participantes.....	9
Medición.....	10
Procedimiento.....	14
Análisis de datos.....	15
RESULTADOS.....	17
DISCUSIÓN.....	21
REFERENCIAS.....	27
APÉNDICES.....	35
Apéndice A: Consentimiento Informado.....	33
Apéndice B: Ficha de datos.....	34
Apéndice C: Versión en español de la escala CEMS .....	35
Apéndice D: Pruebas de normalidad.....	36
Apéndice E: Gráfico de sedimentación.....	37





Durante la crianza los padres suelen emitir a sus hijos muchos mensajes respecto a la alimentación, con el fin de educarlos, protegerlos y traspasarles sus costumbres y creencias. Sin embargo, Leahy (2003) y Tylka (2006) mencionan que, por ignorancia o expectativas personales, muchos de estos mensajes paternos pueden estar cargados de más perjuicio que de beneficios. Este hecho, el de estar expuestos a mensajes inapropiados, podría calar hondo en los niños, niñas y adolescentes (NNA) ya que los niños toman por verdaderos los enunciados paternos o de las figuras de referencia, no sabiendo diferenciar aún que muchas veces estos sólo están motivados por patrones culturales o sociales distorsionados y no son necesariamente beneficiosos para su propia salud (Eneli et al., 2015).

Inhelder (1955) y Piaget (1972) aclaran que es recién alcanzado el pensamiento operatorio formal, entre los 12 y 15 años de edad, cuando, gracias al desarrollo biológico y a las experiencias personales, comienzan los adolescentes a desarrollar y hacer uso del juicio crítico, para así establecer diferencias entre lo real y lo hipotético, entre los mensajes sesgados impartidos por los cuidadores y la realidad más allá de lo subjetivo. Es pues recién en esta etapa tardía, cuando las creencias o introyectos inadecuados, llamados esquemas tempranos desadaptativos (Young, Klosko y Weishaar, 2013) que podrían estar ya incorporados de manera nuclear, suelen ponerse en tela de juicio, mediando una concienzuda introspección (Beck, 2000; Young et al., 2013).

Sin embargo, pese a la incipiente aparición del pensamiento formal, revisar estas creencias e introyectos durante la adolescencia es una tarea teñida por confusiones propias de esta etapa de transición, en la cual el cuerpo se convierte, de manera natural y esperable (no patológica) en depósito de ansiedades y miedos, centro de valoración y por tanto de vulnerabilidad (Rodríguez & Romero, 2012). A todo ello debe sumarse el hecho de que en esta edad ocurren fuertes cambios biológicos con manifestaciones físicas visibles, con las cuales muchos adolescentes no se sienten familiarizados o cómodos (Satter, 2006). Todo esto podría impactar de manera intensa en la conformación del sí mismo y en el auto concepto, y con ello en la sensación de pertenencia y valoración dentro de los diferentes contextos en los que el adolescente se desenvuelve y en los que necesita ser valorado (Carrasco, Gómez, Staforelli, & Portales, 2009).

Es por todo ello, que este período de transición se convierte en un momento de especial vulnerabilidad, en el cual se podrían traspasar los límites de lo procesable, si este adolescente no contara con habilidades personales suficientes y apropiadas, o con un soporte social de contención (Martínez & Morote, 2001) para lidiar no solo con las demandas naturales del medio interno y externo, sino con su propio proceso de reestructurar creencias disruptivas, lo que finalmente, por la carga implícita, puede acrecentar el riesgo de padecer algún trastorno de conducta alimentaria (TCA) (Iannantuono & Tylka, 2012; Steiner et al., 2003; Tylka, 2006).

Añadido a ello, se debe considerar que los medios de comunicación contribuirían a sentar parámetros estéticos inalcanzables para la población, acrecentando con ello la insatisfacción corporal (Bermúdez et al., 2009). Estos parámetros también influirían negativamente en las creencias de los padres, provocándoles aprehensiones, culpas, miedos, deseos y haciéndolos sentir responsables, respecto a lo deseable, tanto en las conductas alimentarias de sus hijos e hijas, como en la apariencia física de los mismos (Barry, Jarlenski, Grob, Schlesinger, & Gollust, 2011). Esto podría llevar a los progenitores a tomar medidas correctivas inadecuadas, entre ellas los mensajes relacionados a la alimentación, pudiendo incrementarse con ello la ansiedad y frustración adentrándose los involucrados en un círculo vicioso frustrante que generalmente perjudica la relación (Fisher, Sinton, & Birch, 2010).

Los mensajes siempre se transmiten insertos en contextos maduracionales, culturales o sociales y tienen como fin que los NNA ingieran o dejen de ingerir ciertos alimentos considerados perjudiciales, coman una cantidad determinada o mantengan un peso e imagen corporal adecuada a los ideales familiares y/o sociales (Iannantuono & Tylka, 2012; Lúcar, 2012; Martínez, Zusman, Hartley, Morote, & Calderón, 2003; Satter, 2006; Tylka, 2006; Tylka & Hill, 2004).

De acuerdo a Tylka y Kroon Van Diest (2013), estos mensajes tendrían una connotación negativa y estarían arraigados en las creencias y/o expectativas de los cuidadores. Se tomarían a consideración la calidad y cantidad de mensajes impartidos por los padres y pares, así como el tipo de mensaje que es verbalizado o gesticulado por ellos. Asimismo, estos se agruparían básicamente en dos tipos: a) mensajes de restricción de ciertos alimentos por su calidad alimenticia y/o cantidad; y b) mensajes sobre obligatoriedad de consumo de ciertos alimentos por su grado nutricional y/o en



una determinada cantidad. En ambos casos no se tomarían en cuenta la opinión o necesidades inmediatas de los NNA.

En cuanto a los mensajes sobre la restricción de alimentos (MR), estos enfatizan una creencia ampliamente arraigada y extendida en nuestra sociedad, la cual postula que para controlar el peso y evitar la obesidad se deben ingerir pequeñas porciones de alimento, junto a una baja ingesta de calorías y grasas (Eneli, Crum, & Tylka, 2008). Sin embargo, nuevos hallazgos muestran que la restricción de alimentos en cantidad y tipo, contrariamente a lo esperado, produce en los niños y adolescentes un efecto de “rebeldía” llevándolos a futuro a consumir una mayor cantidad de alimentos “prohibidos” (Kroon van Diest & Tylka, 2010; Tylka, 2006). Satter (2006), tras haber analizado diversos casos clínicos de su propia praxis, plantea que la restricción de alimentos prescrita podría haber generado en los pacientes infantiles un problema de sobrepeso. Es por ello que concluye que existirían dos reglas para la alimentación adecuada: los padres sólo definirían el qué, cuándo y dónde comer; mientras que los niños definirían el hecho de si comer o no y cuánto. Birch, Fisher y Davison (2003) refieren a su vez que, en intervenciones realizadas en población universitaria de Estados Unidos (EE. UU.), los estudiantes habrían reportado que la prohibición de ingerir ciertos alimentos durante la niñez habría generado en ellos un deseo acrecentado de comer y/o beber dichos alimentos.

Desde otra perspectiva, estudios realizados también en EE. UU. revelaron que cuando las niñas eran alentadas a hacer dietas, se incrementaba la posibilidad de convertirse en comedoras más compulsivas y de ingerir más snacks en la vida adulta (Carper, Fisher, & Birch, 2000; Satter, 2006). Asimismo, esta represión predeciría el consumo de alimentos en ausencia de hambre a las edades de 7 y 9 años (Birch et al., 2003), lo que fue corroborado posteriormente en un estudio realizado por Kroon van Diest y Tylka (2010). De esta evidencia se concluye que las constantes restricciones de alimentos conducen finalmente a conductas opuestas a las deseadas, por lo que podrían inhibir una sana alimentación y predecir desórdenes alimenticios.

Por el contrario, cuando los mensajes demandan la obligatoriedad (MO) de ingerir ciertos alimentos, estos se vuelven indeseados, ingiriéndoseles sólo cuando media una penalización (Satter, 2006), debido a la asociación del alimento con emociones de malestar (Iannantuono & Tylka, 2012; Tylka, 2006). Esto se traduciría finalmente en conductas evitativas de ciertos alimentos o de cierta cantidad de ellos,

acrecentándose la posibilidad de padecer TCA a futuro, especialmente durante la juventud (Kroon Van Diest & Tylka, 2010). Ejemplificando lo antes mencionado, un estudio longitudinal realizado en EE. UU. con una muestra diádica de madres e hijas medidas a los 5, 7, 9 y 11 años de edad, habría encontrado que cuando las madres se preocupaban por su propio peso e ingesta de alimentos, estas también restringían con mayor frecuencia la ingesta de alimentos de sus hijas, animándolas, con el paso del tiempo, a perder peso, lo que las podría llevar a desórdenes alimentarios (Francis & Birch, 2005).

Refiriéndonos a los mensajes y dinámicas displacenteras, ya sean por restricción u obligatoriedad de consumo de alimentos, generados a la hora de ingerir o hablar sobre alimentación, un estudio longitudinal de 17 años de duración encontró que estar expuestos a estas situaciones en la niñez temprana incrementa en 9 veces la posibilidad de padecer TCA en la adolescencia tardía, y el riesgo de padecerlos en la adultez se incrementa en 35 veces (Kotler, Cohen, Davies, Pines, & Walsh, 2001). Además, probablemente se ejercería un impacto negativo en la autoestima y el autoconcepto, por la connotación discriminativa y humillante involucrada al no cumplirse con las expectativas sociales respecto al aspecto físico (Carper et. al., 2000; Fuillerad, 2004; Kroon Van Diest & Tylka, 2010; Tylka, 2006; Zusman, 2009). Por lo tanto, estos mensajes negativos serían en realidad factores de riesgo, promotores de desórdenes alimenticios e inhibidores de una alimentación adecuada, además de influir en la integración social, apreciación y/o aceptación de los NNA sobre su propio cuerpo, pudiendo esto influir también en la conformación de su personalidad (Smolak & Cash, 2011; Tylka & Hill, 2004).

En el Perú, las investigaciones han encontrado presencia de insatisfacción corporal (pese a un índice de masa corporal adecuado) en población normal (Martinez et al., 2003; Zusman, 2000) y clínica (Castiglia & Romero, 2015; Romero, 2009). De igual manera, se ha encontrado una considerable prevalencia de sintomatología de TCA en estudiantes de secundaria 15% en colegios públicos y casi 19% en colegios privados (Lúcar, 2012). Estudios realizados en diversas provincias peruanas, nos introducen a la problemática de los TCA que estarían presentándose en nuestro contexto (Bazán, Cabrera, Huamán, López, & Martín, 2011; Borrego, 2010; Chonlón et al., 2012; Galli, Feijóo, Roig, & Romero, 2002). Asimismo, estudios argumentan que estaría presentándose un incremento en el riesgo de sufrir TCA en la población (Borrego, 2010;

Martinez et al., 2003), a la vez que el Instituto Especializado de Salud Mental Honorio Delgado- Hideyo Noguchi (2002 citado en Romero, 2009) concluye que el problema podría ser aún de mayor alcance ya que existiría renuencia en la población a confesar conductas alimentarias disfuncionales y que más bien estas conductas se esconderían.

Es así como se aprecia que la problemática se presenta también en muchas regiones del Perú, y que para prevenirlo existe amplio consenso entre los teóricos en que, para mantener una buena atmósfera al momento de la ingesta de alimentos, es necesario estar alertas para evitar enviar mensajes negativos sobre alimentación (Iannantuono & Tylka, 2012), confiando en que nuestros NNA son capaces de autorregular el alimento que ingieren (Coleman & Hendry, 2003; Eneli, Crum, & Tylka, 2008). Esta mirada positiva sería un camino en la salvaguarda de la salud mental y física de nuestra población incrementando su autoestima, autocuidado y responsabilidad sobre su propio cuerpo (Eneli, Tylka, Watowicz, & Lumeng, 2014), al tiempo que se protegen las relaciones diádicas y sociales en general (Galloway, Fiorito, Lee, & Birch, 2005).

Sin embargo, a pesar de ello, aún no se han realizado investigaciones que se centren en identificar si se presentan mensajes de alimentación negativos por parte de los padres y el impacto que éstos puedan tener. Se piensa que ello se debe a que en nuestro contexto no se cuenta con un instrumento que mida dichos mensajes. Por lo tanto, se considera relevante traducir y adaptar la escala *Caregivers Eating Message Scale* (CEMS; Kroon Van Diest & Tylka, 2010). La CEMS es la única escala hasta la fecha que mide la cantidad y tipo de mensajes recibidos por los jóvenes durante su niñez y adolescencia, es decir, de manera retrospectiva. Asimismo, una ventaja de esta escala es que puede ser empleada en contextos de investigación, así como en la consulta privada a manera de prueba de despistaje (*screening*).

Dentro de las preguntas de la CEMS se solicita a los evaluados, a través de una escala Likert, indicar el grado en el que sus padres/cuidadores enfatizaban ciertos comportamientos referentes a la alimentación, a través de mensajes verbales y gestuales, durante su niñez y adolescencia. La escala contaba en un principio con 19 ítems y 6 opciones de respuesta de tipo Likert de frecuencia, que van desde “nunca” recibí el mensaje hasta “siempre” recibí el mensaje (Kroon Van Diest & Tylka; 2010). La finalidad de los 19 ítems era la de establecer los dos mayores dominios, según la teoría, sobre los mensajes de alimentación impartidos por los padres (Eneli et al., 2008), los cuales serían: presión en la ingesta de alimentos y restricción en esta ingesta. Para ello,

los autores luego de construir los ítems le solicitaron a un estudiante de pregrado valorar la claridad de los mismos. Posteriormente, se realizó un piloto con 43 estudiantes universitarios (12 hombres y 31 mujeres), quienes recomendaron no adicionar ni cambiar la redacción de los ítems. Añadido a ello, se les pidió reportar la claridad de los ítems en una escala de 1 a 5 puntos, en donde 1 era “poco claro” y 5 era “muy claro”. Se obtuvo una puntuación promedio a lo largo de todos los ítems de 4.79 puntos, cuyo valor mínimo fue de 4.42 y el máximo fue de 4.91. Finalmente, los ítems fueron evaluados por 7 profesionales: 4 profesores de psicología especializados en comportamientos de alimentación, 2 pediatras infantiles especialistas en problemas familiares de alimentación y dinámicas de alimentación, y una nutricionista especializada en alimentación intuitiva y TCA. Cada uno realizó la evaluación de manera independiente, coincidiendo en que 15 de los ítems medían de manera adecuada y comprensible las dos áreas de la prueba, por lo que los 4 restantes fueron removidos (Kroon Van Diest & Tylka, 2010).

Los 15 ítems fueron sometidos a un análisis factorial exploratorio empleando el método de extracción de Factorización de ejes principales y rotación Varimax, dado que se planteó que los factores no deberían correlacionar fuertemente ya que fueron diseñados para evaluar mensajes diferentes acerca de la alimentación y la comida (Kroon Van Diest & Tylka, 2010). Cabe resaltar que es posible que los autores seleccionaran dicho método de extracción debido a que determina la solución factorial que generaría que los residuales sean tan próximos a cero como sea posible (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014).

Para determinar el número de factores, los autores emplearon el Análisis Paralelo (AP), el cual es considerado como el método más recomendable en comparación con la regla de Kaiser y el gráfico de sedimentación (Lloret-Segura et al., 2014). Ello debido a que, por un lado, previene la sobrefactorización (Fabrigar, Wegener, MacCallum, & Strahan, 1999) y a que, por otro lado, selecciona los factores que presentan autovalores que se encontrarían por encima de lo que se esperaría obtener por el azar (Horn, 1965). Por lo tanto, se generaron 50 conjuntos de datos aleatorios que contaban con las mismas dimensiones que la data recogida y se llevó a cabo un análisis factorial para cada uno de los conjuntos de datos. Los autovalores extraídos de la data recogida fueron comparados con los autovalores calculados para la data aleatoria



(empleando el percentil 95). Sólo se retuvieron dos factores, los cuales presentaron autovalores mayores que los de la data aleatoria (Kroon Van Diest & Tylka, 2010).

El modelo de dos factores explicó el 60.33% de la varianza compartida. El primer factor, denominado Mensajes de Obligatoriedad (MO), explicó el 33.69% de la varianza compartida; mientras que el segundo factor, Mensajes de Restricción (MR), explicó el 26.64% adicional de la varianza. Como consecuencia de dicho análisis, se eliminaron 5 ítems debido a que su carga factorial no cumplía con ser mayor a .40 en el área que le correspondía y menor o igual a .25 en la otra área. Sólo 10 ítems cumplieron con este criterio, por lo que fueron retenidos, presentando cargas factoriales que oscilaron entre .53 y .92 para el área MO y entre .60 y .84 para el área MR. Añadido a ello, en un segundo estudio, para confirmar la estructura factorial de la CEMS los autores realizaron un análisis factorial confirmatorio empleando el método de estimación Máxima verosimilitud, encontrando adecuados índices de ajuste (CFI=.92; RMSEA=.08; SRMR=.06) y cargas significativas para todos los ítems en su respectivo factor (Kroon Van Diest & Tylka, 2010).

Con la finalidad de obtener evidencias de validez discriminante, la CEMS fue correlacionada con la Escala de aceptación corporal por parte de otros (BAOS; Avalos & Tylka, 2006), la Escala de apreciación corporal (BAS; Avalos et al., 2005), la Escala de Alimentación Intuitiva (IES; Tylka, 2006), la Escala de presiones socioculturales percibidas (PSPS; Stice, Ziemba, Margolis, & Flick, 1996), el Inventario de trastornos alimentarios (EDI-2; Garner, 1991) y la Escala de Actitud Alimentaria (EAT – 26; Garner, Olmsted, Bohr, & Garfinkel, 1982). Como resultado, para el área MR se encontraron correlaciones significativas y negativas con el BAOS ( $r = -.56$  para mujeres;  $r = -.50$  para hombres), la BAS ( $r = -.36$  para mujeres;  $r = -.49$  para hombres) y el IES ( $r = -.42$  para mujeres;  $r = -.53$  para hombres); mientras que se apreciaron correlaciones significativas y positivas con el PSPS ( $r = .61$  para mujeres;  $r = .45$  para hombres), el EDI-2 ( $r = .43$  para mujeres;  $r = .29$  para hombres) y el EAT-26 ( $r = .48$  para mujeres;  $r = .26$  para hombres). En cambio, para el área MO no se encontraron correlaciones significativas con ninguna de las medidas empleadas (Kroon Van Diest & Tylka, 2010).

Por otro lado, se recolectaron evidencias de validez de criterio empleando el índice de masa corporal (IMC). En el primer estudio se encontraron correlaciones significativas y positivas con el área MR tanto para las mujeres ( $r = .19$ ) como para los

hombres ( $r = .43$ ); mientras que en el caso del área MO sólo se obtuvo una correlación significativa ( $r = .17$ ) para la muestra de mujeres. De igual manera, en el segundo estudio, se apreció una correlación de magnitud pequeña con el área MO para las mujeres ( $r = .15$ ) y no se encontró una correlación significativa para los hombres. Sin embargo, si bien la magnitud de la correlación para el área MR para los hombres se mantuvo similar ( $r = .41$ ), se mostró una correlación mayor para el área MR para las mujeres ( $r = .46$ ), siendo esta mediana (Kroon Van Diest & Tylka, 2010).

Respecto a la confiabilidad, se obtuvo una adecuada confiabilidad por consistencia interna, presentándose un alfa de Cronbach para MO de .86 para mujeres y .79 para hombres, mientras que el alfa de MR fue de .86 para mujeres y .70 para hombres. Además, se evaluó la confiabilidad test-retest de los puntajes de la CEMS con una submuestra de 18 estudiantes jóvenes adultos (56% mujeres, 44% hombres;  $M_{\text{Edad}}=20.65$ ,  $DE= 2.78$ ; 94% Caucásicos), empleando un período de 4 semanas. Se encontró que los puntajes presentaron un adecuado coeficiente de estabilidad tanto para MO ( $r = .80$ ) como para MR ( $r = .74$ ). Añadido a ello, para brindar un mayor soporte a la estabilidad de los puntajes de ambas áreas, se realizó un análisis t de Student para muestras relacionadas, en el cual se apreció que las medias para las dos áreas no se incrementaron ni disminuyeron con el paso del tiempo [ $t(17)=.45$ ,  $p>.05$  para MO;  $t(17)=.47$ ,  $p>.05$  para ME] (Kroon Van Diest & Tylka, 2010).

Como se puede apreciar, la CEMS presenta adecuadas evidencias de validez y confiabilidad. A su vez, la escala ha sido traducida al portugués; sin embargo, Kroon Van Diest y Tylka mencionan que esta no ha sido publicada. Actualmente, junto con otros investigadores se encuentra recolectando data ya que tienen la intención de publicarla en ese idioma.

Por todo lo antes mencionado, y dada la importancia del tema, se considera que un instrumento como la CEMS podría ser utilizado en investigaciones sobre TCA, conducta alimentaria en general, percepción corporal, conductas de salud y estudios relacionados con la autoestima y las relaciones afectivas con los cuidadores primarios. Es por ello por lo que el objetivo del estudio fue traducir al idioma español, adaptar y obtener las propiedades psicométricas de la CEMS en una muestra de estudiantes universitarios limeños. Para ello, se evaluó la estructura factorial por medio de un análisis factorial exploratorio, se obtuvo la confiabilidad por consistencia interna, se correlacionaron los puntajes de las áreas de la CEMS con medidas relacionadas y se



contrastaron las medianas de los puntajes de las áreas de acuerdo con variables como IMC y reporte de diagnóstico de TCA.



## MÉTODO

### Participantes

En este estudio se contó con una muestra de 415 estudiantes de una universidad privada de Lima. La misma está compuesta por adolescentes y jóvenes de entre 16 y 24 años ( $M= 19.19$ ;  $DE=2.08$ ). Las mujeres componen el 54% de la muestra, mientras que los varones aportan un 46% a la misma. Los alumnos y alumnas asisten a diferentes ciclos de sus respectivas carreras encontrándose la mayor parte de ellos (42%) cursando entre el primero y segundo ciclo. En cuanto a la distribución por carreras, el 33% se encontraba matriculado en Estudios Generales Ciencias, el 18% en Estudios Generales Letras y el resto se distribuía de manera homogénea entre las diferentes facultades.

En cuanto a la data referida al índice de masa corporal (IMC), se apreció una media de 22.74 ( $DE=2.83$ ). Así mismo, el 74% se encuentra en un rango calificado como normal, un 19% se ubica en obesidad y solo un 3% se localiza en bajo peso. De esta población, 412 sujetos comunicaron su talla, obteniéndose una altura promedio de 1.66 mt ( $DE=.92$ ), mientras que 407 estudiantes reportaron su peso, alcanzándose una mínima de 40kg y una máxima de 102kg ( $M= 63$  kg;  $DE=11.09$ ). Respecto a la percepción de satisfacción con el peso propio, el 52% muestra desconformidad y el 48% menciona estar conforme con este. De ellos, el 43% desearía pesar menos, el 10% desearía pesar más, mientras que un 29% estaría conforme con su peso.

Respecto a la pregunta de si alguna vez el participante habría realizado dieta, de la población de 415 estudiantes que contestaron de manera válida, el 52% manifestó que sí había hecho dieta, un 30% la habría realizado en el último año, mientras que un 48% nunca habría realizado una dieta. Las motivaciones para llevar a cabo una dieta habrían sido por motivos de salud o para bajar de peso (17%), o para mejorar la apariencia física (2%). En relación a la frecuencia de los TCA, estos se presentan en un 13.5% de la muestra, siendo la obesidad el más frecuente (8.5%), seguido por bulimia (2.7%) y anorexia (2.2%).

Con respecto a la relación de los participantes con sus padres, durante las diferentes etapas de su vida, un 2.4% manifestó haber tenido malas relaciones con ellos durante su niñez, mientras que un 30% dijo haber tenido una relación normal y un 64% declaró haber vivido una buena relación paterno-filial. Las relaciones durante la adolescencia arrojaron cifras de 2% para mala relación, 41% para buena relación y 55% para la apreciación retrospectiva de haber gozado de una relación normal con los padres.

Por último, la gran mayoría reporta que hoy en día goza de una buena relación con sus progenitores (61%), mientras que solo el 1.4% dice tener una mala relación y el resto, 36% manifiesta vivir una relación normal con estos.

Para participar de la investigación los estudiantes recibieron un consentimiento informado (Apéndice A) en el cual se les explicaba el motivo y relevancia del estudio, así como las condiciones de participación. En el marco de la protección de su integridad, se les aseguró que el cuestionario sería anónimo y que podrían abandonar la prueba en cualquier momento, sin consecuencias para ellos. Solo fueron parte de la muestra aquellos que voluntariamente firmaron este documento y cada participante recibió una copia del mismo.

## Medición

La *Caregivers Eating Messages Scale* (CEMS; Kroon Van Diest & Tylka, 2010) es una escala que mide de manera retrospectiva los mensajes sobre restricción de ingesta (MR) y obligatoriedad de ingesta (MO) de alimentos que los jóvenes recibieron durante su niñez o adolescencia. Esta escala está compuesta por 2 áreas con 5 ítems que miden cada área. La medición se realiza por medio de una escala Likert que va de 1 (nunca) a 6 (siempre) puntos, en la cual, a mayor puntaje, mayor percepción de haber estado expuesto a mensajes de alimentación negativos.

La Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR; Rosenberg, 1965) es un instrumento que mide la valoración personal de sentimientos de respeto y aceptación de sí mismo. Está compuesta por 10 ítems de los cuales 5 son formulados de manera positiva o directa, (1, 2, 4, 6, 7) y 5 de manera negativa o inversa (3, 5, 8, 9, 10). Utiliza una escala Likert de 4 puntos, donde 1 es “muy de acuerdo”, 2 “de acuerdo”, 3 “en desacuerdo” y 4 “totalmente en desacuerdo”. Al momento de corregir la Escala, deben invertirse las puntuaciones de los ítems expuestos de manera negativa (ítems 3, 5, 8, 9 y 10). La puntuación daría como puntaje mínimo 10 y como puntaje máximo 40 puntos.

Con respecto a las propiedades psicométricas del instrumento, la adaptación al español ha sido validada en distintas poblaciones; adolescente y universitaria (Atienza, Moreno, & Balaguer, 2000; Martín-Albo, Núñez, Navarro, & Grijalvo, 2007). En el primer caso, se evaluó la EAR en una muestra de 488 estudiantes, de edades entre 15 y 17 años de la Comunidad de Valencia (Atienza et al., 2000). Usando un análisis de modelos competitivos, encontraron un único factor global de autoestima en mujeres

(n=418). La consistencia de la EAR para mujeres obtuvo un  $\alpha$  de Cronbach = .86, presentando, además, en hombres un  $r = .86$  y en mujeres un  $r = .64$  de estabilidad temporal en un test retest de realizado 2 semanas a posteriori.

La adaptación a Latinoamérica de la EAR se realizó tanto en población clínica como normal (Góngora & Casullo, 2009) en población adulto-joven, adulto y adulto-mayor (Rojas-Barahona, Zegers, & Förster, 2009). La validación en población general fue realizada en 313 sujetos y en población clínica en 60 sujetos de la ciudad de Buenos Aires. La consistencia interna fue alta, arrojando un coeficiente de .70 y .78, y unidimensionalidad en los dos grupos revisados (Góngora & Casullo, 2009). La calidad de la prueba cumpliría, según Rojas-Barahona et al. (2009) con criterios de validez y confiabilidad en una medición realizada en Santiago de Chile a 472 participantes de edades entre 30 y 75 años. En cuanto a la validez reportada, la correlación fue de .45 y la confiabilidad obtuvo un  $\alpha$  de Cronbach =.75 para el total de la muestra. En el estudio realizado por Góngora y Casullo (2009) en Buenos Aires, se evidenció un  $\alpha$  de Cronbach =.80 y las correlaciones ítem test estuvieron entre .33 y .59, con excepción del ítem número 8 que reportó una correlación ítem-test de .17. En el presente estudio se obtuvo una adecuada confiabilidad por consistencia interna, presentándose un alfa de Cronbach de .87.

La Escala de Actitud Alimentaria (EAT – 26, por sus siglas en inglés) creada por Garner y Garfinkel en 1982, mide el riesgo de padecer TCA. La misma consiste en 26 ítems y es medida por medio de una escala tipo Likert de 6 puntos. Las opciones de respuesta son: nunca, raramente, a veces, a menudo, muy a menudo y siempre. El presente instrumento cuenta con 3 sub-escalas: “Dieta” con 13 ítems sobre conductas evitativas de alimentos que engordan y preocupaciones por delgadez; “Bulimia y preocupación por la comida” que consta de 6 ítems sobre conductas bulímicas y “Control Oral” y de 7 ítems sobre el “Autocontrol de ingesta y presión de terceros para subir de peso”. Se empleó la versión traducida y validada al castellano por Gandarillas, Zorrilla, Sepúlveda y Muñoz (2003), la cual ha sido validada en Colombia, obteniéndose una alta confiabilidad,  $\alpha$  de Cronbach =.92 (Constain et al., 2014). Además, en el 2015 se utilizó la misma escala en una muestra de 483 estudiantes escolares en Lima, obteniéndose una confiabilidad similar,  $\alpha$  de Cronbach =.92 (Lazo, Quenaya, & Mayta-Tristán, 2015). Finalmente, se empleó la escala traducida por Jorquera et al., (2006), en una muestra de 292 estudiantes universitarios en el

departamento de Lambayeque en el 2012 y presentó un alfa de Cronbach de .78 (Chonlón et al., 2012). En el presente estudio se evidenció una confiabilidad por consistencia interna de .82.

La Escala de Alimentación Intuitiva (IES-2, por sus siglas en inglés) de Tylka y Kroon Van Diest (2013) mide la integración dinámica de sintonía entre cuerpo, mente y alimento. La Escala tiene 23 ítems y es medida con una escala Likert de 5 puntos (1 = completamente en desacuerdo a 5 = fuertemente de acuerdo) en la cual, a mayor puntuación, mayor alimentación intuitiva. Esta escala abarca cuatro factores: 1) permiso incondicional para comer (UPE), 6 ítems; 2) comer por razones físicas y no emocionales (EPR), 8 ítems; 3) confiar en claves internas para detectar el hambre y la saciedad y saber así cuando y cuanto comer (RHSC), 6 ítems y 4) Congruencia entre cuerpo-comida elegida (B-FCC), 3 ítems. La escala original presentó niveles de confiabilidad altos para mujeres y hombres; los valores del alfa de Cronbach para la escala total fueron .97 y .89 respectivamente. Además, los valores para las sub-escalas para mujeres y hombres se presentan a continuación: .93 y .92 para EPR, .81 y .82 para UPE, .88 y .89 para RHSC; y, .87 y .85 para B-FCC.

Por otro lado, en una investigación donde se adaptó la IES-2 al contexto francés (18 ítems), los autores Camilleri et al. (2014), identificaron solo tres dimensiones: comer por razones físicas y no emocionales, confiar en claves internas para detectar el hambre y la saciedad; y, permiso incondicional para comer. El estudio obtuvo niveles de confiabilidad adecuados con un alfa de Cronbach de .85 en la escala total, .92 en “comer por razones físicas y no emocionales”, .87 en “confiar en claves internas para detectar el hambre y la saciedad” y .70 en “permiso incondicional para comer”.

La IES-2 fue utilizada en un estudio realizado con estudiantes universitarios de España y Países Bajos. Dicha investigación presentó buenos niveles de confiabilidad, cuyos valores de alfa de Cronbach oscilaban entre .72 para “Congruencia entre cuerpo-comida elegida” y .88 para “Comer por razones físicas y no emocionales” (Barrada, Cativiela, Van Stein, & Cebolla, 2016).

La traducción al español que se utilizó en este estudio fue realizada por Romero (2016, en prensa), con una muestra de 650 estudiantes, hombres y mujeres, de una universidad privada de Lima, Perú. Los resultados arrojaron buenos resultados de confiabilidad, con un alfa de Cronbach de .71 para el área de “Permiso Incondicional



para comer”; .82 para el área de “Comer por razones físicas”, .87 en el área de “Confianza en las señales de hambre y saciedad” y .79 para el área de “Congruencia cuerpo elección de comida”. En relación a las evidencias de validez de dimensionalidad, se realizó un análisis factorial exploratorio, empleando el método de extracción “Factorización de ejes principales con rotación Oblimin”. Se encontró un modelo de cuatro factores que explicaron el 44.12% de la varianza. El 19.99% de la varianza fue explicado por el área “Confianza en las señales de hambre y saciedad”, el 11.34% por “Comer por razones físicas”, el 8.47% por “Congruencia cuerpo elección de comida” y el 4.27% por “Permiso Incondicional para comer”. Cabe resaltar que los ítems presentaron cargas factoriales superiores a .40 en sus respectivas áreas, a excepción del ítem 14 que presentó una carga de .29 en el área “Comer por razones físicas”. A pesar de ello, no se evidencia ningún caso de carga cruzada.

Para medir la imagen corporal se ha visto adecuado el uso de la *Body Appreciation Scale* (BAS; Tylka & Wood-Barcalow, 2015). Esta escala ha sido diseñada para medir la aceptación y apreciación corporal que tiene un individuo sobre su propio cuerpo, independientemente de su peso, forma e imperfecciones. Además, mide la atención a las necesidades corporales, la alimentación sana y la autoprotección frente al cumplimiento de los ideales mediáticos. Esta escala está compuesta por 13 ítems que han sido revisados y están presentados en una escala que va de 1 a 5 puntos (1= nunca, 5= siempre), en la cual, a mayor puntaje, mayor apreciación corporal positiva. La confiabilidad de que los ítems están midiendo el mismo constructo se mostró en un test retest que arrojó una consistencia interna de un alfa de Cronbach de .97 para mujeres y .96 para hombres. Asimismo, las correlaciones ítem-total fueron de .76-.92 para mujeres y .70-0.89 para hombres. En relación a la validez test-retest, el coeficiente de correlación intraclase fue de .90 para hombres y mujeres. Asimismo, se evaluó la validez de constructo y se encontró una correlación directa con la autoestima y la capacidad de afrontar distintas situaciones de manera proactiva (Tylka & Wood-Barcalow, 2015).

Existen 3 estudios que revisaron nuevamente los ítems en una población universitaria de 820 mujeres y 767 hombres, y luego del análisis exploratorio decidieron quedarse con 10 de los 13 ítems. Por último, existe una validación de la BAS, la BAS-1, realizada en España, conocida como Escala de Apreciación Corporal (EAC), elaborada por la Universidad Complutense de Madrid, con una población de 312 adolescentes de



12 a 20 años. Está compuesta por 13 ítems y se mide a través de una escala Likert de 5 puntos (1= nunca, 5= siempre). Su consistencia interna es excelente, con un alfa de Cronbach de .91 y posee validez test-retest ( $r = .72$ ) (Jauregui & Bolaños, 2011).

La versión que se utilizará en este estudio es la adaptación realizada por Romero (2016, en prensa) en una muestra de 1027 casos de estudiantes universitarios de Lima. La confiabilidad reportada con los 13 ítems fue de 0.88, mientras que las correlaciones ítem test corregidas fueron desde .178 (en el ítem 9) llegando hasta .809.

## Procedimiento

Con la finalidad de llevar a cabo la adaptación lingüística, en primer lugar se realizó la traducción de los ítems por parte de la investigadora. Luego, se realizó una revisión exhaustiva de todos los ítems de la escala CEMS para explorar si alguno de estos pudiera generar confusión. Como resultado de ello, se modificó la redacción de algunos ítems de forma que cumplieran con el objetivo de identificar la conducta que se buscaba evaluar. Posteriormente, se convocó a tres jueces que poseían un excelente dominio del inglés, dos de ellos expertos en el tema de nutrición, para que emitieran un juicio sobre la traducción y el contenido de los ítems. Se encontró que los tres jueces presentaron un adecuado nivel de acuerdo, coincidiendo en que 7 de los 10 ítems no ameritaban cambios ya que podían ser comprendidos por la población seleccionada sin mayores dificultades. En los 3 ítems restantes (ítems 1, 2 y 10) dos de los jueces coincidieron en las modificaciones por lo que estas fueron aplicadas. En el ítem 10, donde hubo 3 sugerencias diferentes, se pidió la opinión final a la juez nativa de EE. UU. y experta en temas de esta índole.

Una vez obtenida la redacción final, una de las jueces (nativa de EE. UU.) realizó una traducción inversa (TI) para ver cómo se expresarían los ítems traducidos del español al inglés. Esta TI dio como resultado una comprensible lectura de los ítems en el idioma inglés, muy cercana al contenido de la versión original. Finalmente, la versión final traducida fue sometida a una prueba piloto en donde participaron 12 estudiantes universitarios de edades comprendidas entre los 18 y 24 años, de acorde con la población para la cual se está adaptando la prueba. Terminada la aplicación se les preguntó si habría alguna pregunta o palabra que les hubiera generado duda o que no se

hubiera comprendido, a los que los 12 estudiantes respondieron que no les había generado problemas ni dudas ninguna de las 10 preguntas de la escala CEMS.

Concluido este proceso, se gestionaron los permisos en la universidad para aplicar las pruebas en las diversas facultades y se concertó citas con profesores. El protocolo fue aplicado de manera presencial y estaba compuesto de un consentimiento informado, una ficha de datos (Apéndice B) y los cinco cuestionarios. A su vez, se elaboró un breve talón informativo que explicaba la relevancia e implicancias del estudio, y se agradecía la participación de los estudiantes.

### **Análisis de datos**

Los datos recogidos fueron introducidos en la base de datos del programa estadístico SPSS versión 20 para su análisis. Con el fin de recoger evidencias de validez de dimensionalidad, se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio. Para comprobar el grado de adecuación de los datos al análisis factorial, se calculó la medida Kaiser-Meyer-Olkin (KMO; Kaiser, 1970) y el test de esfericidad de Bartlett (1950). El primero de ellos indica qué tan grande es la correlación entre las variables medidas (Lloret-Segura et al., 2014) y según diversos autores se considera que una matriz con valores por encima de .70 sería adecuado (Costello & Osborne, 2005; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). La prueba de esfericidad de Bartlett contrasta la hipótesis nula de que la matriz de correlación es identidad y se considera adecuado si resulta significativa (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Asimismo, se empleó el método de Factorización de ejes principales y el método de rotación Varimax, replicando el análisis realizado por los autores de la prueba original (Kroon Van Diest & Tylka, 2010). Para determinar la cantidad de factores a retener se empleó el criterio de Kaiser y el gráfico de sedimentación.

Además, se calculó la confiabilidad por consistencia interna para las dos áreas de la CEMS, empleando el coeficiente alfa de Cronbach. Añadido a ello, las correlaciones ítems-test corregidas permitieron analizar la capacidad discriminativa de los ítems. Posteriormente, para contar con evidencias de validez discriminante se correlacionaron los puntajes de los cuestionarios EAR, IES, EAT-26 y BAS con los de la CEMS, utilizando el estadístico Pearson. Finalmente, las evidencias de validez de criterio concurrente se obtuvieron al contrastar las medianas de las dos áreas de la CEMS de acuerdo al IMC (bajo peso, peso normal y sobrepeso) por medio del análisis

H de Kruskal-Wallis; así como de acuerdo a la existencia de un diagnóstico de TCA, empleando el estadístico U de Mann Whitney. Dichos análisis fueron seleccionados debido a que la frecuencia de los puntajes de ambas áreas en algunos de los grupos no presentaron una distribución normal (Apéndice D).



## RESULTADOS

A continuación, se expondrán los resultados estadísticos llevados a cabo para la obtención de las evidencias de validez de dimensionalidad, discriminante y de criterio, así como la confiabilidad por consistencia interna, necesarios para la validación de la traducción de la prueba CEMS.

En primer lugar, se buscó establecer si existían evidencias de validez de dimensionalidad en la adaptación de la prueba para ser utilizada con muestras universitarias. Para ello se realizó un análisis factorial exploratorio, empleando un método de extracción de Factorización de ejes principales y rotación Varimax. Se encontró un KMO de .79 y la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa ( $\chi^2(45) = 1711.48; p=.000$ ). Por lo tanto, la data resultó adecuada para poder llevar a cabo el análisis factorial.

Considerando el criterio de Kaiser, se encontró un modelo de dos factores con autovalores mayores a 1 que explicó el 51.5% de la varianza compartida. Ello fue corroborado por el gráfico de sedimentación (Apéndice E). El factor I explicó el 27.24% de la varianza y se encuentra conformado por los 5 ítems correspondientes al área Restricción de Consumo de la prueba (MR) original. Mientras que el factor II explicó el 24.26% de la varianza y está constituido por los 5 ítems correspondientes al área Obligatoriedad de Consumo (MO).

Cada ítem ha presentado una carga factorial fuerte ( $>.40$ ) en su respectiva área, oscilando entre .53 y .85 en el factor MR, así como .51 y .79 en el factor MO. Esto evidencia que la carga es fuerte en la propia área, por ende, no se aprecian cargas cruzadas. Esto además implicaría que los ítems están en concordancia con la teoría, por lo que no se eliminan ni modifican los mismos, conservando la escala sus 10 ítems, congruentemente con la prueba original.

En cuanto a la confiabilidad, se analizó la consistencia interna de la CEMS por medio del Alfa de Cronbach. En ese sentido, para el área MO se halló un alto coeficiente de Alfa de Cronbach, siendo este de .82; mientras que en el área MR se obtuvo un Alfa de Cronbach de .84, confirmándose con ello a su vez un alto nivel de confiabilidad. Adicionalmente, las correlaciones ítem-test corregidas se utilizaron para ver la capacidad discriminativa de los ítems. Los valores para los ítems del área MO oscilaron entre .48 y .68. Asimismo, las correlaciones ítem-test corregidas de los ítems

del área ME fluctuaron entre .50 y .74. Ello indica que todos los ítems presentan una buena capacidad discriminativa en la medición del constructo. Cabe resaltar que la menor capacidad discriminativa se obtuvo en el ítem 9 (“Te hacían comer, a pesar de que estabas satisfecho”) y la mayor se reportó en el ítem 6 (“Comentaban que estabas comiendo demasiado”). Dado que el valor mínimo registrado fue mayor a .30, no fue necesario eliminar ninguno de los ítems.

Las cargas factoriales, las comunalidades y las correlaciones ítem-test corregidas por área pueden observarse en la Tabla 1.

Tabla 1  
*Cargas factoriales, comunalidades y correlaciones ítem-test corregidas del instrumento*

	Cargas factoriales		$h^2$	$r^2$
	I	II		
6. Comentaban que estabas comiendo demasiado.	<b>.85</b>	.02	.72	.74
5. Miraban con desaprobación cuando comías mucho, haciéndote sentir que comías demasiado.	<b>.80</b>	.04	.65	.71
7. Se burlaban de ti (o te regañaban) por comer demasiado.	<b>.75</b>	-.05	.56	.66
8. Te decían que no comieras ciertos alimentos porque te harían engordar.	<b>.71</b>	.06	.50	.67
10. Hablaban acerca de hacer dieta o evitar ciertas comidas con alto contenido calórico.	<b>.53</b>	-.02	.28	.50
2. Se aseguraban que terminarás toda la comida de tu plato.	-.07	<b>.79</b>	.63	.67
3. Te hacían comer, aunque no tuvieras hambre.	-.02	<b>.75</b>	.56	.68
4. Te decían que comieras todos tus vegetales después de haberles dicho que no querías comer más.	.09	<b>.72</b>	.53	.64
1. Te decían que te comieras toda la comida de tu plato.	-.10	<b>.67</b>	.46	.58
9. Te hacían comer, a pesar de que estabas satisfecho.	.11	<b>.51</b>	.27	.48

*Nota.* Factor I = Mensajes sobre restricción de ingesta; Factor II = Mensajes sobre obligatoriedad de ingesta.  $h^2$  = Comunalidades;  $r^2$  = Correlaciones ítem-test corregidas. Método de extracción = Factorización de ejes principales; método de rotación = Varimax.

Seguidamente se realizaron correlaciones para sondear la validez discriminante de la CEMS. Para ello se correlacionaron las puntuaciones de las dos áreas de la adaptación de la escala CEMS, por áreas y totales, con las escalas de Alimentación



Intuitiva (IES-2), la Escala de Actitud Alimentaria (EAT – 26), la Escala de Apreciación Corporal (BAS) y la Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR). Estos resultados se pueden observar en la Tabla 2.

En primer lugar, de acuerdo a lo esperado, no se encuentra correlación significativa entre las áreas de la CEMS. En segundo lugar, en el caso del puntaje total de la escala IES-2, la correlación fue significativa, inversas y mediana sólo para la dimensión MR. En relación a las subescalas de la IES-2, todas presentaron correlaciones significativas, pequeñas e inversas con la dimensión MR y sólo la subescala Confianza en las señales de hambre y saciedad obtuvo una correlación significativa, pequeña y directa con el área MO. Por otro lado, la correlación con la escala EAT-26 fue significativa y directa sólo para el área MR, siendo de una magnitud pequeña. En cuanto a la escala BAS, vemos que existe una correlación inversa mediana únicamente con el área MR. Por último, tenemos que para el puntaje total de la escala EAR se aprecia una correlación directa y baja con MR.

Tabla 2

*Correlaciones entre los factores de la CEMS y las escalas IES-2, EAT-26, BAS-2 y la EAR*

	Mensajes sobre obligatoriedad de ingesta	Mensajes sobre restricción de ingesta
Mensajes sobre obligatoriedad de ingesta	-	
Mensajes sobre restricción de ingesta	.02	-
Confianza en las señales de hambre y saciedad	.12*	-.17**
Comer por razones físicas	-.04	-.22**
Congruencia cuerpo elección de comida	.02	-.14**
Permiso incondicional para comer	.03	-.25**
IES-2	.02	-.31**
EAT-26	.06	.23**
BAS	.04	-.30**
EAR	.03	.25**

*Nota.* \* $p < .05$ . \*\* $p < .01$ .

Finalmente, con respecto a la validez de criterio, en la Tabla 3 se registra una comparación de las puntuaciones de cada área de la CEMS y los reportes de IMC, divididos en tres categorías; bajo peso, peso normal y sobrepeso. Se constató que había diferencias significativas solo en el área MR y que estas se daban entre bajo peso y sobrepeso ( $U=214.5$ ;  $Z=-3.39$ ;  $p=.00$ ;  $r=.35$ ) y peso normal y sobrepeso ( $U=6987.5$ ;  $Z=-$



6.12;  $p=.00$ ;  $r=.31$ ), más no se evidenció diferencia entre bajo peso y peso normal. Es en la categoría de sobrepeso en donde se concentran los puntajes más elevados.

Tabla 3  
*Comparación de puntajes en las áreas del CEMS según IMC*

	IMC			H de Kruskall- Wallis	Sig. Asint.
	Bajo peso (n = 13)	Peso normal (n = 313)	Sobrepeso (n = 80)		
	<i>Me</i>	<i>Me</i>	<i>Me</i>		
MO	20	20	19	.39	.82
MR	7	9	14	39.94	.00

*Nota.* MO = Mensajes sobre obligatoriedad de ingesta; MR = Mensajes sobre restricción de ingesta

Otro indicador de validez de criterio fue llevado a cabo a través del análisis de diferencias entre las áreas de la CEMS y la existencia de un diagnóstico de TCA. Se consideraron los diagnósticos de anorexia, bulimia y obesidad. Se evidenció una diferencia significativa entre los que reportaron haber padecido TCA en comparación con los que no reportaban haber padecido TCA en el nivel de mensajes sobre restricción de alimento. Los primeros presentaron puntajes mayores que sus pares que no los padecieron, como se observa en la tabla 4.

Tabla 4  
*Comparación de medianas por reporte de diagnóstico de TCA*

	Sí (n = 59)	No (n = 348)	<i>U</i>	<i>Z</i>	<i>p</i>	<i>r de Rosenthal</i>
	<i>Me</i>	<i>Me</i>				
MO	19	20	10160.5	-.13	.90	-
MR	13	10	6697	-4.29	.00	.21

*Nota.* MO = Mensajes sobre obligatoriedad de ingesta; MR = Mensajes sobre restricción de ingesta

## DISCUSIÓN

A continuación, se discuten los resultados presentados en el acápite anterior, obtenidos de los análisis llevados a cabo con el fin de conseguir evidencias de validez y conferir confiabilidad a la escala CEMS en una muestra universitaria de Lima Metropolitana.

En relación a la estructura factorial del instrumento, en el presente estudio se evidenció que el modelo de dos factores planteado por Kroon Van Diest y Tylka (2010) se replicaba, encontrándose la misma distribución de los ítems en las áreas MO y MR. Dicha cantidad de factores se determinó empleando el criterio de Kaiser y el gráfico de sedimentación, que son los criterios más empleados en Psicología (Costello & Osborne, 2005; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Si bien no es el criterio que realizaron los autores de la versión original de la prueba (análisis paralelo), se ha buscado considerar más de un criterio objetivo. Además, se ha analizado la interpretabilidad y parsimonia de la solución encontrada y, sobre todo, la teoría en la que se basa el instrumento, lo cual es recomendado para determinar el número de factores a retener finalmente (Lorenzo-Seva, Timmerman y Kiers, 2011).

Ambos factores en su conjunto explicaron el 51.5% de varianza compartida. Añadido a ello, en congruencia con los hallazgos de los autores, no se encontró una correlación significativa entre las dimensiones MO y MR. Por lo tanto, se comprobó que cada dimensión de la prueba realmente mide mensajes diferentes e independientes tal y como lo reportaron Kroon Van Diest y Tylka (2010). Además, como resultado del análisis factorial, se encontró que los ítems presentan cargas factoriales mayores a .40 en su respectiva área, lo cual es considerado adecuado de acuerdo a diversos autores (MacCallum et al., 1999; Velicer & Fava, 1998; Williams, Brown, & Onsmann, 2010). Ello concuerda con lo hallado por los autores en la versión en inglés, ya que, si se contrastan las cargas factoriales obtenidas con las de la prueba original, se encuentra que estas son similares, aunque son ligeramente superiores en el estudio original. Adicionalmente, en el presente estudio no se apreciaron cargas cruzadas e incluso la discrepancia mínima entre las cargas de los ítems en los dos factores es .40. Ello es satisfactorio ya que se suele recomendar que la diferencia entre las cargas factoriales se encuentre entre .20 y .40 (Henson & Roberts, 2006; Lloret-Segura et al., 2014; Park, Dailey, & Lemus, 2002).

Por otro lado, en cuanto a la confiabilidad de la versión adaptada, al igual que en el estudio original, las dimensiones MO y MR presentaron una satisfactoria consistencia interna ya que obtuvieron alfas de Cronbach por encima de .80. De acuerdo a Kline (1999), ésta no debería ser menor a .70; por lo tanto, se considera que el valor obtenido para ambas áreas es aceptable. Cabe resaltar que tanto los ítems del área MO como los del área MR, presentaron correlaciones ítem-test corregidas mayores o iguales a .48. Por lo tanto, se mantuvieron todos los ítems de la CEMS, puesto que Field (2013) indica que sólo si se aprecian valores menores a .30 debe tomarse en consideración la eliminación de ítems.

Para obtener evidencias de validez discriminante, se vio adecuado replicar la propuesta de los autores y correlacionar los puntajes de las áreas de la CEMS con medidas de autopercepción corporal, alimentación intuitiva y trastornos de alimentación. Además, se agregó el empleo de una escala que mide autoestima (EAR), ya que teóricamente se ha encontrado evidencia de su relación con los mensajes de alimentación. En la presente investigación se encontró que la dimensión MR obtuvo correlaciones significativas con todas las escalas, mientras que el área de MO sólo presentó una correlación significativa con el área Confianza en las señales de hambre y saciedad de la IES.

En primer lugar, respecto al área MR se encontró una correlación baja y directa con la prueba EAT-26, lo que es afín a lo esperado. En diversos estudios se ha apreciado que no contar con un soporte apropiado y estar expuesto a mensajes críticos, en este caso sobre la forma de alimentarse del adolescente, sería per se un factor promotor de conductas de alimentación desadaptativas (Carper et al., 2000; Fuillerard, 2004; Kroon van Diest & Tylka, 2010; Tylka, 2006; Zusman, 2009). Como se menciona anteriormente, la restricción de alimentación suele asociarse a baja apreciación corporal (Tylka, 2006), lo que afectaría especialmente al adolescente que está centrado de manera natural en su aspecto físico (Eneli et al., 2015; Satter, 2006; Martínez, 2001; Tylka, 2006). Además, el hecho de que sean los propios padres, referentes naturales de soporte social de esta población (Barry et al., 2011; Zusman, 2009), los emisores de estos mensajes negativos, constituye una constelación desafortunada que no protege a esta población de sufrir TCA, e incluso se podría decir que estar expuestos a estos MR sería un factor promotor de riesgo de sufrir este trastorno o padecer sobrepeso u obesidad a futuro (Carrasco et al., 2009; Satter, 2006).

Respecto a la correlación de los MR de la CEMS con la escala IES-2 y sus subescalas, esta se presentó de manera inversa, según lo esperado. Este resultado es congruente con lo que reportan los autores, ya que desde la teoría se evidencia que, a mayor cantidad de mensajes restrictivos respecto a la alimentación, las señales para captar el hambre o saciedad serían reemplazadas por un afán de consumir alimentos en ausencia de hambre y de manera más compulsiva (Kroon van Diest & Tylka, 2010; Tylka, 2006). Esto se originaría por la ansiedad producida al momento de estar expuestos a estos mensajes restrictivos en los que no se pudo acceder a los alimentos deseados o en la cantidad ansiada o necesitada, lo que podría llevar al sujeto a establecer una conducta de revancha con características de ingesta compulsiva de alimentos antes prohibidos (Young et al., 2013). Estudios realizados en EE. UU. por Birch et al., (2003) reportan que los estudiantes universitarios encuestados en su estudio revelaron que comerían hoy en día con mayor frecuencia los alimentos que les fueron prohibidos durante la niñez, lo que se explicaría por el hecho de satisfacer un deseo antes frustrado.

Asimismo, se encontró una correlación inversa entre los MR y la escala de apreciación corporal (BAS), la cual era esperada. Ello debido a que se considera que los mensajes de alimentación tienen un impacto relevante en la imagen corporal de los niños (Fisher et al., 2010), puesto que internalizan la idea de un peso ideal y empiezan a enfocar su atención a su apariencia (Presnell, Bearman, & Stice, 2004; Tylka & Hill, 2004). Por lo tanto, esta asociación sería negativa.

Considerando lo mencionado, se esperaría encontrar de igual manera una correlación inversa entre los MR y la autoestima; sin embargo, en el presente estudio se obtuvo una correlación directa entre ambos. Por un lado, se considera pertinente mencionar que autores como Galli, Feijóo, Roig y Romero (2002) han puesto en tela de juicio el concepto de autoestima y plantean que el constructo es ambiguo e inconsecuente. Añadido a ello, Ellis (1995) propone que el constructo abarca demasiados aspectos en un solo constructo; mientras que Burns (1991) menciona que distintos conceptos relacionados a la autoestima (como el autoconcepto, autoaceptación, autoimagen, etc.) suelen ser utilizados indiscriminadamente con el mismo significado. Por lo tanto, si bien el hallazgo en cuanto a la correlación directa entre los MR y la autoestima sería contradictorio a lo esperado, es importante resaltar el análisis crítico que han realizado otros autores respecto al constructo. Es probable que debido a ello los autores de la prueba original hayan decidido emplear medidas de otros constructos para



obtener evidencias de validez discriminante, como la aceptación corporal de parte de la familia (Kroon Van Diest & Tylka, 2010), la cual es la percepción que se tiene de la valoración del aspecto físico de parte de la familia y personas de referencia (Baile, Guillén, & Garrido, 2002; Francis & Birch, 2005); y se encontraría más relacionada a la línea de apreciación corporal. Por ello, se plantea para futuras investigaciones obtener evidencias de validez empleando dicho constructo. No obstante, cabe mencionar que la escala que mide dicho constructo (BAOS) aún no ha sido traducida ni adaptada al idioma español.

Por otro lado, en relación al área MO, sólo se encontró una correlación significativa, directa y pequeña con una de las cuatro áreas de la escala de alimentación intuitiva IES-2: Confianza en las señales de hambre y saciedad. Al contrastar el resultado con los de la versión en inglés, se aprecia que Kroon Van Diest y Tylka (2010) sólo calcularon la correlación de las dimensiones del CEMS con el puntaje total del IES-2 y no se reportan análisis empleando las subescalas de dicha prueba. No obstante, de acuerdo a la teoría se esperaba una relación inversa, evidenciándose a mayores MO una reducción de la percepción natural de señales de hambre y saciedad (Birch et al., 2003; Tylka & Kroon Van Diest, 2013) y así se comería más bien por una reacción de revancha, de manera compulsiva y sobre todo aquellos alimentos que antes les fueron prohibidos (Kroon Van Diest & Tylka, 2010; Tylka, 2006). No obstante, cabe resaltar que la relación encontrada es pequeña; por lo tanto, sería interesante realizar nuevos estudios enfocados en esta área.

De manera general al analizar los resultados correspondientes a la validez discriminante, se aprecia que la versión adaptada presentó resultados que se encontraban acorde a la teoría y replicaban lo encontrado por Kroon Van Diest y Tylka (2010) en la versión en inglés. Por consiguiente, se considera que ambas áreas de la CEMS presentan adecuadas evidencias de validez discriminante.

Por último, se obtuvieron evidencias de validez de criterio concurrente empleando el IMC y el reporte de diagnóstico de TCA. Como resultado se encontraron diferencias significativas en el área MR: (1) los que presentan obesidad o sobrepeso contaban con niveles más elevados de MR en comparación con los que presentan bajo peso y peso normal; (2) los participantes que indicaron haber padecido TCA presentaron niveles más elevados de MR que los que no reportaron haberlos padecido. En cambio, no se encontraron diferencias significativas en el área MO. Estos resultados son

congruentes con lo encontrado en la versión en inglés. Además, de acuerdo a diversos estudios empíricos, si se sufrió restricción alimenticia, la consecuencia esperable era justamente la de ingerir altas cantidades de alimento, incluso en forma de atracones (Kroon Van Diest & Tylka, 2010; Martinez et al., 2003; Tylka, 2006; Zusman, 2009), lo que esperablemente conllevaría a una acumulación calórica y con ello un aumento del IMC. No obstante, ello podría llevar a que los individuos se indujeran vómitos, usaran laxantes o hicieran ejercicio de manera exagerada para contrarrestar dicha la ingesta calórica, generándose en este caso síntomas de los TCA, específicamente de la Bulimia (Steiner et al., 2003). Por todo ello, estudios como el de Kotler et al. (2001) han encontrado que los mensajes de alimentación incrementan la posibilidad de padecer TCA. Por lo tanto, considerando los resultados obtenidos, se podría indicar que los puntajes de la dimensión MR son capaces de discriminar de acuerdo al IMC de los participantes y al reporte de haber padecido TCA.

Respecto a los alcances del presente estudio, es menester acotar que existen ciertas limitaciones detalladas a continuación. Una de ellas se referiría a la homogeneidad de la muestra seleccionada, ya que la escala CEMS solo habría sido aplicada a estudiantes universitarios de edades comprendidas entre los 16 y 24 años de una universidad privada de Lima. De ello se desprende que los resultados obtenidos no podrían ser generalizados al no ser ésta una muestra representativa para otros contextos y/o poblaciones. Por lo tanto, se sugeriría realizar estudios posteriores para determinar si los resultados obtenidos se replican. No obstante, se considera pertinente realizar estudios de validación del CEMS en otros grupos etarios y/o en diferentes contextos educativos y geográficos.

Asimismo, otra limitante a considerar sería el hecho de la posible distorsión de la realidad respecto a la mirada retrospectiva de la relación de los jóvenes con sus padres. Existe la posibilidad de que confrontarse con el recuerdo de estos mensajes pudiera evocar emociones movilizadoras, lo que eventualmente afectaría la calidad y veracidad del recuerdo. Para minimizar este sesgo se sugiere que sean varios informantes los que reporten sobre estos hechos. Sin embargo, no se debe desestimar lo que postula Kelly (1965), y es que finalmente no son los hechos en sí mismos, sino la percepción de ellos lo que forma el bienestar psicológico, las actitudes y el comportamiento. A esto puede sumársele el factor de que el análisis retrospectivo de un



joven o adulto suele ser más reflexivo y preciso, por su mayor desarrollo cognitivo (Santrock, 2008 citado en Kroon Van Diest & Tylka, 2010).

Sin embargo, y pese a las inevitables limitaciones de cualquier estudio, se considera que contar con un instrumento que mida retrospectivamente la calidad y cantidad de mensajes negativos de alimentación recibidos durante la infancia y adolescencia, y de cómo esto podría relacionarse con aspectos claves como los TCA, la apreciación corporal o la alimentación intuitiva, entre otros, confiere valor a esta traducción. Por todo ello, se recomienda seguir realizando estudios en diferentes contextos y grupos etarios, para obtener así nueva data que confiera soporte de confiabilidad y evidencias de validez a la presente prueba. Para ello se propone llevar a cabo un análisis factorial confirmatorio y emplear el análisis paralelo para determinar la cantidad de factores a retener. También se recomienda realizar un estudio test-retest, para identificar la estabilidad de las puntuaciones en el tiempo. Por último, dadas las evidencias de validez y la confiabilidad presentadas, se consideraría pertinente utilizar esta prueba para futuras investigaciones en estudiantes universitarios de la universidad en la cual se realizó el presente estudio.

## REFERENCIAS

- Atienza, F., Moreno, Y., & Balaguer, I. (2000). Análisis de la dimensionalidad de a escala de autoestima de Rosenberg en una muestra de adolescentes valencianos. *Revista de Psicología. Universitas Tarraconenses*, 22, 29-42.
- Avalos, L., & Tylka, T. (2006). Exploring a model of intuitive eating with college women. *Journal of Counseling Psychology*, 53(4), 486-497. doi: 10.1037/0022-0167.53.4.486
- Avalos, L., Tylka, T., & Wood-Barcalow, N. (2005). The Body Appreciation Scale: development and psychometric evaluation. *Body Image*, 2(3), 285-97. doi: 10.1016/j.bodyim.2005.06.002
- Baile, J., Guillén, F., & Garrido, E. (2002). Insatisfacción corporal en adolescentes medida con el Body Shape Questionnaire (BSQ): el efecto del anonimato, el sexo y la edad. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 2(3), 439-450.
- Barrada, J., Cativiela, B., Van Strien, T., & Cebolla, A. (2016). Intuitive Eating: A really new eating style? España: Universidad de Zaragoza. doi: 10.13140/RG.2.1.1831.8484
- Barry, C., Jarlenski, M., Grob, R., Schlesinger, M., & Gollust, S. (2011). News media framing of childhood obesity in the United States from 2000 to 2009. *Pediatrics*, 128(1), 132-45. doi: 10.1542/peds.2010-3924
- Bartlett, M.S. (1950). Tests of significance in factor analysis. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 3, 77-85.
- Bazán, O., Cabrera, J., Huamán, F., López, A., & Martín, P. (2011). Factores asociados a trastornos alimenticios en estudiantes universitarios. *Revista Cuerpo Médico*, 4(2) 127-128. Recuperado de <http://www.cmhnaaa.org.pe/pdf/v4-n2-2011/V4-N2-JUL-DIC-2011-CE-C-Diaz-Velez-Cristian-P127-128.pdf>
- Beck, J. (2000). *Terapia cognitiva*. Barcelona, España: Gedisa Editorial.
- Bermúdez, S., Franco, K., Alvarez, G., Vásquez, R., López, X., Ocampo, M., Amaya, A., & Mancilla, J. (2009). El rol de la insatisfacción corporal en la dieta e influencia de grupo de pares sobre la influencia de la publicidad, los modelos estéticos y dieta. *Revista Mexicana de Investigación en Psicología*, 1(1), 9-18.
- Birch, L., Fisher, J., & Davison, K. (2003). Learning to overeat: Maternal use of restrictive feeding practices promotes girls' eating in the absence of hunger. *American Journal of Clinical Nutrition*, 78, 215-220. doi: 10.3390/ijerph9041227

- Borrego, C. (2010). Factores de Riesgo e indicadores clínicos asociados a los trastornos de la conducta alimentaria. *Revista de Psicología / Universidad Cesar Vallejo*, 12(1), 13-50.
- Burns, R. (1991). *Essential Psychology. The Self-concept*. Países Bajos: Springer.
- Camilleri, G., Méjean, C., Bellisle, F., Andreeva, V., Sautron, V., Hercberg, S., & Péneau, S. (2014). Cross-cultural validity of the Intuitive Eating Scale-2. Psychometric evaluation in a sample of the general French population. *Appetite*, 84, 6-14. doi: 10.1016/j.appet.2014.09.009
- Carper, J., Fisher, J., & Birch, L. (2000). Young girls' emerging dietary restraint and disinhibition are related to parental control in child feeding. *Appetite*, 35, 121-129. doi: 10.1006/appe.2000.0343
- Carrasco, D., Gómez, E., & Staforelli, A. (2009). Obesidad y Adolescencia: Exploración de Aspectos Relacionales y Emocionales. *Terapia psicológica*, 27(1), 143-149. doi: 10.4067/S0718-48082009000100014
- Castiglia, M., & Romero, S. (2015). *Adaptación del cuestionario de influencias del modelo estético corporal en adolescentes limeñas* (Tesis de Licenciatura inédita). Pontificia Universidad Católica del Perú. Lima, Perú.
- Chonlón, K., Grosso, A., Paredes, G., Reyes, B., Siadén, D., Vasquez, N., Barbosa, I., & Chang, D. (2012). Frecuencia de trastornos alimentarios en los alumnos de una facultad de medicina de Lambayeque, durante el año 2012. *Revista cuerpo médico*, 6(2), 13-15.
- Coleman, J. & Hendry, L. (2003). *Psicología de la adolescencia*. Madrid: Morata.
- Constain, G., Ricardo, C., Rodríguez-Gázquez, M., Álvarez, M., Marín, C., & Agudelo, C. (2014). Validez y utilidad diagnóstica de la escala EAT-26 para la evaluación del riesgo de trastornos de la conducta alimentaria en población femenina de Medellín, Colombia. *Atención Primaria*, 46(6), 283-289. <http://doi.org/10.1016/j.aprim.2013.11.009>
- Costello, A.B., & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation*, 10(7). Recuperado de <http://pareonline.net/getvn.asp?v=10&n=7>
- Ellis, A. (1995). Changing rational-emotive therapy (RET) to rational emotive behavior therapy (REBT). *Journal of Rational-Emotive and Cognitive-Behavior Therapy*. 13(2), 85-89.

- Eneli, I., Crum, P., & Tylka, T. (2008). The Trust Model: A Different Feeding Paradigm for Managing Childhood Obesity. *Obesity, 16*(10), 2197-2204. doi: 10.1038/oby.2008.378
- Eneli, I., Tylka, T., Watowicz, R., & Lumeng, J. (2014). Maternal and child roles in the feeding relationship: what are mothers doing? *Clinical Pediatrics, 54*(2), 179-82. doi: 10.1177/0009922814529363.
- Eneli, I., Tylka, T., Watowicz, R., Hummel, J., Ritter, J., & Lumeng, J. (2015). Targeting Feeding and Eating Behaviors: Development of the Feeding Dynamic Intervention for Caregivers of 2- to 5-Year-Old Children. *Journal of Obesity, 2015*, 1-8. (8p) <http://dx.doi.org/2015/964249>
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods, 4*, 272-299.
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo, 31*(1), 18-33.
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS Statistics* (4ta Ed.). Londres, Inglaterra: SAGE.
- Fisher, J., Sinton, M. & Birch, L. (2010). Early parental influence and risk for the emergence of disordered eating. En L. Smolack y J.K. Thompson (Eds.), *Body image, eating disorders, and obesity in youth: Assessment, prevention, and treatment* (2nd Ed., pp. 17-33). Washington DC: American Psychological Association. Recuperado de <http://doi.org/10.1016/j.appet.2014.05.016> doi: 10.1016/j.appet.2014.05.016
- Francis, L., & Birch, L. (2005). Maternal influences on daughters restrained eating behavior. *Health Psychology, 24*(6), 548-554. <http://dx.doi.org/10.1037/0278-6133.24.6.548>
- Fuillerat, A. (2004). Psicología y nutrición en el desarrollo ontogenético en la edad infante juvenil. *Revista de nutrición, 19*(4), 209-224.
- Galli, E., Feijóo, L., Roig, I., & Romero, S., (2002). Aplicación del "MINI" como orientación diagnóstica psiquiátrica en estudiantes de medicina de la Universidad Peruana Cayetano Heredia: Informe preliminar epidemiológico. *Revista Médica Herediana, 13*(1), 19-25.



- Galloway, A., Fiorito, L., Lee, Y., & Birch, LL. (2005). Parental pressure, dietary patterns, and weight status among girls who are "picky eaters". *Journal of the American Dietetic Association*, 105(4), 541-548.
- Gandarillas, A., Zorrilla, B., Sepúlveda, A., & Muñoz, P. (2003). *Prevalencia de casos clínicos de trastornos del comportamiento alimentario en mujeres adolescentes de la Comunidad de Madrid*. (Documentos Técnico de Salud Pública, No. 85). Madrid. Instituto de Salud Pública.
- Garner, D. M., Olmsted, M. P., Bohr, Y., & Garfinkel, P. E. (1982). The Eating Attitudes Test: Psychometric features and clinical correlates. *Psychological Medicine*, 12, 871-878.
- Garner, D. (1991). *Eating Disorder Inventory-2 manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Góngora, V., & Casullo, M. (2009). Validación de la escala de autoestima de Rosenberg en población general y en población clínica de la Ciudad de Buenos Aires. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 1(27), 179-194.
- Henson, R. K., & Roberts, J. K. (2006). Use of exploratory factor analysis in published research. Common errors and some comment on improved practice. *Educational and Psychological Measurement*, 66(3), 393-416.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in a factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.
- Iannantuono, A., & Tylka, T. (2012). Interpersonal and intrapersonal links to body appreciation in college women: An exploratory model. *Body Image*, 9, 227-235.
- Inhelder, B. (1955). *De la lógica de niño, a la lógica del adolescente*. Buenos Aires, Argentina: Paidós.
- Jauregui, I., & Bolanos, P. (2011). Spanish version of the Body Appreciation Scale (BAS) for adolescents. *The Spanish Journal of Psychology*, 14(1), 411-420. Recuperado de [https://doi.org/10.5209/rev\\_SJOP.2011.v14.n1.3](https://doi.org/10.5209/rev_SJOP.2011.v14.n1.3)
- Jorquera, M., Botella-Garneria, C., Guillen, V., Marco, H., Baños, R.M., Botella, C., & Perpiñá, C. (2006). *El "Test de Actitudes hacia la Comida-26": Validación en una muestra española"*. V Congreso Virtual de Psiquiatría. Recuperado de <http://www.psiquiatria.com/bibliopsiquis/assetstore/99/81/08/99810834145912785644035905032882813469>
- Kaiser, H. F. (1970). A second generation Little Jiffy. *Psychometrika*, 35, 401-415.



- Kline, P. (1999). *The handbook of psychological testing* (2da Ed.). Londres, Inglaterra: Routledge.
- Kotler, L., Cohen, P., Davies, M., Pine, D., & Walsh, B. (2001). Longitudinal relationships between childhood, adolescent, and adult eating disorders. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 40(12), 1434-1440. Recuperado de <http://doi.org/10.1097/00004583-200112000-00014>
- Kroon Van Diest, A., & Tylka, T. (2010). The Caregiver Eating Messages Scale: Development and psychometric investigations. *Body image*, 7(4), 317-326. doi: 10.1016/j.bodyim.2010.06.002
- Lazo, Y., Quenaya, A., & Mayta-Tristán, P. (2015). Influencia de los medios de comunicación y el riesgo de padecer trastornos de la conducta alimentaria en escolares mujeres en Lima, Perú. *Archivos argentinos de pediatría*, 113(6), 519-525. <https://dx.doi.org/10.5546/aap.2015.519>
- Leahy, R. (2003). *Cognitive Therapy Techniques. A Practitioner's Guide*. Nueva York, Estados Unidos: Guilford Press.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
- Lorenzo-Seva, U., Timmerman, M. E., & Kiers, H. A. L. (2011). The Hull method for selecting the number of common factors. *Multivariate Behavioral Research*, 46(2), 340-364.
- Lúcar, M. (2012). *Insatisfacción con la imagen corporal e influencia del modelo estético de delgadez en un grupo de adolescentes mujeres* (Tesis de Licenciatura no publicada). Pontificia Universidad Católica del Perú. Recuperado de <http://tesis.pucp.edu.pe/repositorio/handle/123456789/172>
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods*, 4, 84-99.
- Martín-Albo, J., Núñez, J., Navarro, J., & Grijalvo, F. (2007). The Rosenberg Self-Esteem Scale: Translation and Validation in University Students *The Spanish Journal of Psychology*, 10(2), 458-467.
- Martínez, P. & Morote, R. (2001). Preocupaciones de adolescentes de Lima y sus estilos de afrontamiento. *Revista de psicología PUCP*, vol. 19(2). Recuperado de <http://revistas.pucp.edu.pe/index.php/psicologia/article/view/3628/3607>

- Martinez, P., Zusman, L., Hartley., L. Morote, R., & Calderón, A. (2003). Estudio epidemiológico de los trastornos alimentarios y factores asociados en Lima Metropolitana. *Revista de psicología PUCP*, 21(2), 234-269. Recuperado de <http://revistas.pucp.edu.pe/index.php/psicologia/article/view/123456789>
- Park, H. S., Dailey, R., & Lemus, D. (2002). The Use of exploratory factor analysis and principal components analysis in communication research. *Human Communication Research*, 28(4), 562–577.
- Piaget, J. (1972). Intellectual evolution from adolescence to adulthood. *Human Development*, 15, 1-12.
- Presnell, K., Bearman, S. K., & Stice, E. (2004). Risk factors for body dissatisfaction in adolescent boys and girls: A prospective study. *International Journal of Eating Disorders*, 36, 389–401.
- Rodríguez, L., & Romero, S. (2012). *El rol del apego y la mentalización en la experiencia de los trastornos alimenticios*. (Tesis de Maestría). Pontificia Universidad Católica del Perú. Lima, Perú. Recuperado de <http://tesis.pucp.edu.pe/repositorio/handle/123456789/1555>
- Rojas-Barahona, C.A., Zegers, B., & Förster, C.E (2009). La escala de autoestima de Rosenberg: Validación para Chile en una muestra de jóvenes adultos, adultos y adultos mayores. *Revista Médica de Chile*, 137(6), 791-800.
- Romero, S. (2009). *Niveles de estrés percibido y estilos de afrontamiento en pacientes con Bulimia Nerviosa* (Tesis de licenciatura inédita). Pontificia Universidad Católica del Perú. Lima, Perú.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, Estados Unidos: Princeton University Press.
- Satter, E. (2006). Your Child's Weight: Helping Without Harming. *WELCOA's Absolute Advantage Magazine*, 5(3), 14-17.
- Cash, T. & Smolak, L. (2011). *Body image: A handbook of science, practice, and prevention*. New York: Guilford Press
- Steiner, H., Kwan, W., Shaffer, T.G., Walker, S., Miller, S., Sagar, A., & Lock, J. (2003). Risk and protective factors of juvenile eating disorders. *European Child and Adolescent Psychiatry*, 12, 38-46.
- Stice, E., Ziemba, C., Margolis, J., & Flick, P. (1996). The dual pathway model differentiates bulimics, subclinical bulimics, and controls: Testing the continuity hypothesis. *Behavior Therapy*, 27, 531–549.

- Tylka, T. (2006). Development and psychometric evaluation of a measure of intuitive eating. *Journal of Counseling Psychology, 53*(2), 226-240. doi:10.1037/0022-0167.53.2.226.
- Tylka, T., & Kroon Van Diest, A. (2013). The Intuitive Eating Scale–2: Item refinement and psychometric evaluation with college women and men. *Journal of Counseling Psychology, 60*(1), 137-153. doi: 10.1037/a0030893
- Tylka, T., & Hill, M. (2004). Objectification Theory as It Relates to Disordered Eating Among College Women. *Sex Roles, 51*(11-12), 719-730.
- Tylka, T., & Wood-Barcalow, N. (2015). The Body Appreciation Scale-2: Item refinement and psychometric evaluation. *Body Image, 12*, 53-67. doi: 10.1016/j.bodyim.2014.09.006
- Velicer, W. F., & Fava, J. L. (1998). Effects of variable and subject sampling on factor pattern recovery. *Psychological Methods, 3*(2), 231-251.
- Williams, B., Brown, T., & Onsmann, A. (2010). Exploratory factor analysis: A five-step guide for novices. *Australasian Journal of Paramedicine, 8*(3), 1-13.
- Young, E., Klosko, S., & Weishaar, M. (2013). *Terapia de esquemas. Guía práctica*. Bilbao, España: Desclee de Brouwer. Recuperado de <http://www.siquia.com/wp-content/uploads/2013/09/terapia-esquemas.pdf>
- Zusman, L. (2000). *Las conductas alimenticias en adolescentes mujeres de Lima Metropolitana: sus manifestaciones y las características personales y familiares asociadas*. (Tesis de Maestría inédita). Pontificia Universidad Católica del Perú. Lima, Perú.
- Zusman, L. (2009). *Los desórdenes de la conducta alimentaria: anorexia y bulimia*. Lima, Perú: Fondo Editorial Pontificia Universidad Católica del Perú.

### Apéndice A: Consentimiento informado

Por medio del presente documento, yo, \_\_\_\_\_, estudiante de la Pontificia Universidad Católica del Perú (PUCP), acepto participar de manera voluntaria en la presente investigación de tesis, cuyo objetivo principal es la traducción y adaptación de las escalas sobre mensajes de alimentación *Caregiver Eating Message Scale* (CEMS) y de la escala sobre hábitos alimenticios TFEQ-R21. El presente trabajo será realizado por las alumnas de último ciclo de psicología clínica de la PUCP, Maite Schirmer y Verónica Villanueva y supervisado por la Mag. Silvana Romero (C.Ps.P. 16963).

El cuestionario será anónimo y la data utilizada solamente para objetivos académicos. Le informamos que usted puede sentirse libre de abandonar el cuestionario en cualquier momento si así lo desea, sin que medie represalias en su contra.

Para cualquier información adicional y/o dificultad, el (la) evaluado(a) puede contactarse con la Mag. Silvana Romero, asesora del curso de Seminario Preliminar de Tesis de la alumna responsable de la aplicación, al correo: [silvana.romero@pucp.edu.pe](mailto:silvana.romero@pucp.edu.pe), o con la alumna Maite Schirmer al correo [maite.schirmer@pucp.edu.pe](mailto:maite.schirmer@pucp.edu.pe), o al celular 987936555.

Desde ya muchas gracias.

\_\_\_\_\_  
Firma del evaluado(a)

\_\_\_\_\_  
*Por favor cortar sobre esta línea y devolver el talón firmado, junto con el cuestionario, gracias*

Yo, \_\_\_\_\_ he sido informado(a) de las condiciones en las cuales acepto participar en la evaluación psicológica realizada por la alumna de la Especialidad de Psicología Clínica de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

Firma del evaluado(a) \_\_\_\_\_ Lima, \_\_\_\_\_ de \_\_\_\_\_ del 2016







## Apéndice C: Versión en español de la escala CEMS

### CEMS

Por favor indique el grado en el que sus padres/tutores enfatizaban los siguientes comportamientos durante su niñez y adolescencia.

	Nunca	Rara vez	A veces	Con frecuencia	Usualmente	Siempre
1. Te decían que te comieras toda la comida de tu plato.						
2. Se aseguraban que terminaras toda la comida de tu plato.						
3. Te hacían comer, aunque no tuvieras hambre.						
4. Te decían que comieras todos tus vegetales después de haberles dicho que no querías comer más.						
5. Miraban con desaprobación cuando comías mucho, haciéndote sentir que comías demasiado.						
6. Comentaban que estabas comiendo demasiado.						
7. Se burlaban de ti (o te regañaban) por comer demasiado.						
8. Te decían que no comieras ciertos alimentos porque te harían engordar.						
9. Te hacían comer, a pesar de que estabas satisfecho.						
10. Hablaban acerca de hacer dieta o evitar ciertas comidas con alto contenido calórico.						

### Apéndice D: Pruebas de normalidad

	MO			ME		
	<i>KS/SW</i>	<i>gl</i>	<i>p</i>	<i>KS/SW</i>	<i>gl</i>	<i>p</i>
IMC						
Bajo peso	.94 <sup>a</sup>	13	.44	.88 <sup>a</sup>	13	.07
Pero normal	.08	313	.00	.14	313	.00
Sobrepeso	.98 <sup>a</sup>	80	.20	.97 <sup>a</sup>	80	.03
Reporte de TCA						
Sí	.13	59	.01	.14	59	.01
No	.07	348	.00	.13	348	.00

*Nota.* MO = Mensajes de Obligatoriedad; MR = Mensajes de Restricción; <sup>a</sup> = Shapiro-Wilk



### Apéndice E: Gráfico de sedimentación

