



Estructura factorial e invarianza por sexo del cuestionario de tres factores revisado (TFEQ-18) en población adulta chilena

Factor Structure and Sex Invariance of the Revised Three-Factor Eating Questionnaire (TFEQ-18) in the Chilean Adult Population

Cristian Ariel Neira-Espejo¹ <https://orcid.org/0000-0002-3565-9038>

Ana Rosa Sepúlveda-García² <https://orcid.org/0000-0002-6041-2889>

Fabio Alexis Rincón-Urbe^{3a} <https://orcid.org/0000-0001-9764-2429>

Janari da Silva Pedroso^{3a,b} <https://orcid.org/0000-0001-7602-834X>

¹ Universidad Católica de la Santísima Concepción, Facultad de Comunicación, Historia y Ciencias Sociales, Concepción, Chile. E-mail: caneira@ucsc.cl

² Universidad Autónoma de Madrid, Facultad de Psicología, Madrid, España. E-mail: anarosa.sepulveda@uam.es

³ Universidade Federal do Pará, ^a Programa de Pós-graduação em Psicologia, ^b Programa de Pós-graduação em Teoria e Pesquisa do Comportamento, Belém, Brasil. E-mail: faru1095@gmail.com; pedrosoufpa@gmail.com

RESUMEN

ANTECEDENTES: Disponer de un instrumento que permita evaluar con precisión la conducta alimentaria es un requisito necesario para desarrollar investigaciones orientadas a mejorar la salud nutricional de las personas. **OBJETIVO:** Este estudio examinó las propiedades psicométricas del Cuestionario de Alimentación de Tres Factores (TFEQ) revisado-18 en una muestra de adultos chilenos. **MÉTODO:** Mediante una encuesta online, se evaluó el comportamiento alimentario, los niveles de estrés, la ansiedad y la autorregulación alimentaria a 618 participantes de ambos sexos. Se llevaron a cabo análisis de AFC, fiabilidad, validez concurrente y análisis de invarianza en función del sexo. **RESULTADO:** Se confirmó la estructura tridimensional de la escala, compuesta por los factores de Restricción Cognitiva (RC), Desinhibición Alimentaria (DA) y Alimentación Emocional (AE). También se corroboró la invarianza por sexo. Se obtuvieron coeficientes de consistencia interna satisfactorios para cada una de las escalas. Los factores DA y AE correlacionaron positivamente con los niveles ansiedad y estrés, mientras que RC asoció de forma inversa con la autorregulación alimentaria. **CONCLUSIÓN:** Nuestros hallazgos sugieren que el TFEQ-18 es una medida psicométricamente válida y fiable que puede usarse para evaluar el comportamiento alimentario en población de adultos chilenos.

Palabras clave: conducta alimentaria, hábitos alimentarios, alimentación emocional, cuestionarios.

ABSTRACT

BACKGROUND: Having an instrument that allows for the precise assessment of eating behavior is a necessary requirement for developing research aimed at improving people's nutritional health. **OBJECTIVE:** This study aimed to examine the psychometric properties of the revised Three-Factor Eating Questionnaire (TFEQ-18) in a sample of Chilean adults. **METHOD:** Through an online survey, eating behavior, stress levels, anxiety and eating self-regulation were evaluated in 618 participants of both sexes. Analyses of CFA, reliability, concurrent validity and analysis of invariance based on sex were carried out. **RESULT:** The three-dimensional structure of the scale was confirmed, composed of the Cognitive Restriction (CR), Eating Disinhibition (DA) and Emotional Eating (EE) factors. Invariance by sex was also confirmed. Satisfactory internal consistency coefficients were obtained for each of the scales. The DA and EE factors correlated positively with anxiety and stress levels, while RC was inversely associated with eating self-regulation. **CONCLUSION:** Our findings suggest that the TFEQ-18 is a psychometrically valid and reliable measure that can be used to assess eating behavior in the Chilean adult population.

Keywords: eating behavior, feeding behavior, emotional eating, questionnaires.

Introducción

La conducta alimentaria constituye un constructo fundamental para comprender e intervenir en las principales afecciones de salud pública. En particular, los patrones desregulados de ingesta se reconocen como factores de riesgo relevantes tanto para la obesidad como para los trastornos de la conducta alimentaria (TCA; Gaete et al., 2020; O'Connor et al., 2015). En el contexto chileno, la necesidad de contar con evaluaciones precisas de estas conductas es especialmente urgente, pues la prevalencia de obesidad en la población adulta alcanza el 31%, según la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE, 2025). Asimismo, durante los últimos años se ha observado un aumento sostenido en la demanda de atención por TCA en el sistema de salud (Castañeda et al., 2023; Kolar y Mebarak, 2022). Para que la investigación genere evidencia sólida y oriente intervenciones capaces de mejorar estos indicadores, resulta indispensable disponer de instrumentos psicométricos rigurosos, válidos y culturalmente adaptados al español chileno.

En este ámbito, el Cuestionario de Tres Factores de Alimentación (en inglés: *Three Factor Eating Questionnaire*, TFEQ) se ha consolidado como uno de los instrumentos más utilizados para evaluar dimensiones latentes de la conducta alimentaria. Su versión original, compuesta por 51 ítems (Stunkard y Messick, 1985), fue posteriormente revisada y reducida a una versión abreviada de 18 ítems (TFEQ-18), ampliamente empleada a nivel internacional (Karlsson et al., 2000). Este instrumento operacionaliza la conducta alimentaria mediante tres factores: Restricción Cognitiva (RC), definida como la supresión voluntaria o limitación consciente de la ingesta alimentaria con el objetivo de controlar el peso corporal, incluso a costa de desatender las señales fisiológicas de hambre y saciedad; Desinhibición Alimentaria (DA), entendida como la tendencia a comer en exceso o presentar episodios de sobreingesta acompañados de pérdida de control; y Alimentación Emocional (AE), que corresponde a la ingesta de alimentos en respuesta a estados afectivos, generalmente negativos, con el propósito de regular el malestar psicológico más que satisfacer una necesidad fisiológica.

Diversos estudios realizados en países como Estados Unidos y Canadá (Cappelleri et al., 2009), Brasil (Martins et al., 2021) y Polonia (Brytek-Matera et al., 2017) han replicado la estructura trifactorial del TFEQ-18, ampliando su respaldo empírico. Sin embargo, también se han reportado diferencias respecto del número de ítems retenidos, lo que ha derivado en versiones alternativas de 16 y 21 ítems (Cappelleri et al., 2009; Natacci y Ferreira, 2011; Wrzecionkowska y Rivera, 2021). Estas inconsistencias subrayan la importancia de evaluar la validez estructural del instrumento cada vez que se aplica en un nuevo contexto cultural.

En el ámbito hispanohablante, la versión en español del TFEQ-18 cuenta con adaptaciones y validaciones psicométricas, realizadas tanto en España (Jáuregui-Lobera et al., 2014; Pérez-Fuentes et al., 2019) como en México (Wrzecionkowska y Rivera, 2021). Si

bien el estudio de Pérez-Fuentes et al. (2019) aportó evidencia de invarianza por sexo en una muestra española de personal sanitario, este aspecto aún no ha sido explorado en otras adaptaciones en español, particularmente en contextos hispanoamericanos. Asimismo, en esta región persiste una discrepancia respecto del ajuste del modelo tridimensional original de 18 ítems, ya que existe evidencia que favorece una versión reducida de 16 ítems (Wrzecionkowska y Rivera, 2021). En conjunto, estos antecedentes ponen de manifiesto la necesidad de realizar análisis psicométricos más exhaustivos que permitan clarificar la solidez estructural del TFEQ-18 en muestras hispanohablantes.

Aunque el TFEQ-18 cuenta con un amplio respaldo internacional, su aplicación en población adulta chilena no ha sido acompañada de una validación psicométrica formal. A pesar de que ha sido utilizado en diversos estudios nacionales sobre conducta alimentaria (Leiva et al., 2009; Pino et al., 2021; Valladares et al., 2015; Vega et al., 2016), estas investigaciones no incluyen evaluaciones sistemáticas del modelo teórico subyacente. En consecuencia, no se ha verificado la equivalencia estructural ni métrica del cuestionario en muestras chilenas, lo que impide asegurar que sus ítems representen de manera adecuada los constructos latentes definidos en los estudios originales donde fue desarrollado. Esta ausencia de evidencia actualizada refuerza la necesidad de examinar su validez estructural mediante un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), con el fin de determinar si el modelo trifactorial presenta un ajuste adecuado en adultos chilenos y aportar evidencia sólida de su validez y confiabilidad.

Además de evaluar la estructura factorial, la rigurosidad psicométrica exige examinar la invarianza de la medición por sexo, dado que la conducta alimentaria presenta diferencias bien documentadas entre hombres y mujeres. Por ejemplo, se ha observado que las mujeres obtienen puntuaciones significativamente más altas en restricción cognitiva y desinhibición en comparación con los hombres (Ernst et al., 2015), así como en ingesta emocional (Martínez-Rodríguez et al., 2021). Estas diferencias justifican la necesidad de comprobar la equivalencia del instrumento entre sexos, ya que, si la invarianza métrica no se cumple, las comparaciones de medias basadas en las puntuaciones del TFEQ-18 serían inválidas, comprometiendo la solidez de las conclusiones clínicas y de investigación.

En consecuencia, este estudio se plantea dos objetivos principales: evaluar la estructura factorial del TFEQ-18 en población adulta chilena mediante un AFC y examinar la invarianza por sexo del instrumento para asegurar la equidad en las comparaciones entre grupos.

Método

Diseño

Este estudio fue planteado como una investigación instrumental y se siguieron los principios de buenas prácticas de la Comisión de Test Internacional (en inglés: *International Test Commission*, Hernández et al., 2020).

Participantes

Este es un estudio que utiliza un muestreo bola de nieve. Participaron 618 adultos, 214 (34,6%) hombres, 401 (64,8%) mujeres, con una edad media de 35,82 (DT = 9,79). En la Tabla 1 se presentan otros estadísticos descriptivos de la muestra.

Tabla 1. Características sociodemográficas de la muestra (N = 618)

Característica	n	%	M (DT) / Rango
Muestra total	618	100	—
Sexo			
Hombre	214	34,6	—
Mujer	401	64,8	—
No reportado	3	0,5	—
Edad			
Edad (años)	—	—	35,82 (9,79)
Nivel educativo			
Educación primaria	—	1,0	—
Educación secundaria	—	15,8	—
Educación superior (técnica o universitaria)	—	83,2	—
Situación laboral			
Trabajo (tiempo completo o parcial)	—	71,3	—
Desempleado/a	—	16,2	—
Estudiante	—	11,0	—
Jubilado/a	—	1,5	—

Nota. M = media; DT = desviación típica. Los porcentajes pueden no sumar 100% debido al redondeo. Tres participantes no reportaron información sobre el sexo.

Instrumentos

Cuestionario de Tres Factores de Alimentación (Three Factor Eating Questionnaire; TFEQ-18; Karlsson et al., 2000)

Se utilizó la adaptación y validación al castellano de Jáuregui-Lobera et al. (2014). La escala evalúa las 3 dimensiones de la conducta alimentaria: RC, DA y AE. Los ítems del 1 al 13 presentan dirección inversa y el ítem 18 fue considerado como una escala de 4

alternativas de respuesta y no de 8 puntos como la había establecido Karlsson et al. (2000). No hubo puntos de corte y las puntuaciones más altas en las escalas RC, DA y AE implicaron mayor control cognitivo en la ingesta de alimentos, aumento de la pérdida de control sobre la alimentación y mayor consumo de alimentos bajo la influencia de emociones negativas, respectivamente. Estudios previos han informado que los tres factores de la escala presentaron adecuados niveles de fiabilidad, con Alfas de Cronbach (α) que oscilaban entre los 0,74 y 0,87 (Jáuregui-Lobera et al., 2014; Karlsson et al., 2000).

Escala de Autorregulación de la Conducta Alimentaria (EARCA; Campos-Uscanga et al., 2015)

Este instrumento, desarrollado en México, evalúa la autorregulación alimentaria mediante una escala tipo Likert de cinco puntos compuesta por 14 ítems. Investigaciones previas han mostrado que la autorregulación alimentaria se asocia con patrones de alimentación más saludables (Balani et al., 2019; Kliemann et al., 2018). En el presente estudio se evaluó su estructura interna de la escala y se optó por una solución unidimensional, en la cual puntuaciones más altas indican mayor autorregulación alimentaria. La fiabilidad original de la escala fue elevada ($\alpha = 0,87$; Campos-Uscanga et al., 2015), y en la muestra actual se obtuvieron valores similares ($\alpha = 0,87$; IC 95% [0,85–0,88]; $\omega = 0,87$; IC 95% [0,85–0,88]).

Escala de Estrés, Ansiedad y Depresión (Depression, Anxiety, Stress Scale; DASS-21; Lovibond y Lovibond, 1995)

La escala consta de 21 ítems divididos en 3 escalas de siete ítems que evalúan la ansiedad, el estrés y la depresión. Para esta investigación se utilizó la versión desarrollada por Román et al. (2014). Con el fin de conseguir evidencia de que el TFEQ-18 se relaciona con variables externas, se utilizaron sólo las puntuaciones totales de las subescalas de ansiedad y estrés. Así, las puntuaciones más altas en cada subescala indican un mayor nivel de estrés y/o ansiedad. La fiabilidad original para cada subescala fue satisfactoria ($\alpha_{\text{ansiedad}} = 0,72$; $\alpha_{\text{estrés}} = 0,79$; Román et al., 2014) y en la muestra actual los índices de fiabilidad fueron más altos: $\alpha_{\text{ansiedad}} = 0,83$; IC 95% [0,81-0,85]; $\alpha_{\text{estrés}} = 0,90$; IC 95% [0,89-0,91]) y $\omega_{\text{ansiedad}} = 0,84$; IC 95% [0,82-0,86]; $\omega_{\text{estrés}} = 0,90$; IC 95% [0,859-0,91].

Índice de Masa Corporal (IMC)

El peso y la altura fueron autoinformados y se calculó el IMC mediante la fórmula peso (kg) / talla² (m²). Aunque las medidas antropométricas autoinformadas pueden presentar un pequeño margen de error, estudios previos han demostrado que constituyen una alternativa válida al IMC objetivo (Ekström et al., 2015; Galán et al., 2001; Skeie et al., 2015). De acuerdo con los criterios de la Organización Mundial de la Salud, los participantes fueron

clasificados en normopeso ($IMC < 24,9$), sobrepeso ($IMC = 25-29,9$) y obesidad ($IMC \geq 30$).

Procedimiento

El estudio se difundió a través de redes sociales (*Facebook*, *WhatsApp*) y correo electrónico (*Gmail*) mediante un mensaje que incluía un enlace directo a la plataforma de recolección de datos. Los participantes accedían al estudio de manera autónoma a través de dicho enlace.

Antes de iniciar el cuestionario, se informó a los participantes sobre el carácter anónimo, voluntario y confidencial de su participación. Tras recibir esta información, aceptaron y firmaron el consentimiento informado en línea.

Una vez otorgado el consentimiento, los participantes completaron en línea una batería de cuestionarios utilizando un dispositivo eletrônico (smartphone, computador o similar). El tiempo requerido para completar la evaluación fue de aproximadamente 10 a 20 minutos.

La información recopilada se almacenó en una base de datos administrada exclusivamente por los investigadores principales. El análisis de los datos se realizó con los programas IBM SPSS *Statistics* (versión 24) y JASP (versión 0.96).

Todos los procedimientos se ejecutaron conforme a las normas éticas vigentes para la investigación científica en psicología. El estudio fue aprobado por el Comité de Ética en Investigación de la Universidad Federal de Pará (Referencia CAAE: 3065720.8.000.0008)

Análisis de Datos

Para especificar y estimar el modelo factorial confirmatorio se utilizó la estimación de mínimos cuadrados ponderados robustos (WLSMV; *Weighted Least Squares Means and Variante Adjusted*; DiStefano y Morgan, 2014; Li, 2016). La evaluación del modelo estimado se dio por la evaluación de los principales índices de ajuste. Siendo estos, el chi-cuadrado (χ^2) y los grados de libertad (gl), (valores de χ^2 no deben ser significativos); la razón χ^2 /gl debe ser $\leq$ que 5 o, preferiblemente, $\leq$ que 3; el Error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) con punto de corte hasta 0.06, el Índice de Ajuste Comparativo (CFI) y el Índice de Tucker-Lewis (TLI) con valores superiores a 0.90 para un ajuste aceptable (Brown, 2015; Hu y Bentler, 1999).

El análisis de invariancia se realizó a través del Análisis Factorial Confirmatorio Multigrupo (AFCMG) de tres modelos: configural, métrica y escalar, considerando el sexo. Los índices de ajuste utilizados fueron los siguientes: CFI, TLI, RMSEA. Para evaluar la invarianza entre modelos, se utilizaron los criterios de cambio en CFI ($\Delta CFI \leq -0,010$) y RMSEA ($\Delta RMSEA \leq 0,015$) propuestos por Cheung y Rensvold (2002) y Chen (2007).

La fiabilidad de los constructos se evaluó mediante el Alfa de Cronbach y el Omega de McDonald, considerando valores ≥ 0.60 como satisfactorios. Adicionalmente, se estimó la confiabilidad compuesta (CC) como indicador de fiabilidad de las variables latentes, con valores ≥ 0.70 considerados adecuados (Valentini y Damásio, 2016).

La validez convergente se evaluó mediante la varianza media extraída (VME), considerando valores ≥ 0.50 como indicativos de una adecuada convergencia de los ítems (Brown, 2015; Fornell y Larcker, 1981).

El rastro de Pillai fue la prueba multivariada de significancia utilizada para indicar si existen diferencias estadísticamente significativas entre los grupos (Field, 2018; Olson, 1974; Tabachnick y Fidell, 2018). Para medir el tamaño del efecto, fue utilizado eta parcial cuadrado y para las comparaciones par a par, se utilizó la d de Cohen (Cohen, 1988). A posteriori se realizó la prueba de Bonferroni y fueron realizados procedimientos de *bootstrapping* (1000 remuestreo; IC: 95% BCa) para obtener una mayor confiabilidad de los resultados (Haukoos y Lewis, 2005).

Para obtener evidencia sobre la validez externa, se realizaron análisis de correlación de Pearson entre las puntuaciones totales de las subescalas de estrés y ansiedad del DASS-21, EARCA y los factores RC, DA y AE del TFEQ-18.

Resultados

El conjunto de datos analizado para la detección de valores inconsistentes y/o perdidos relacionados con las respuestas de los participantes no encontró inconsistencias ni datos perdidos. El IMC medio de la muestra total fue de 27,02 (DT= 4,8), donde el 38,3% (n=237) tenía sobrepeso y el 22,3% (n=138) tenía obesidad. La puntuación media en cada una de las escalas fue: RC 16,61 (DT= 2,17), DA 23,02 (DT=4,3) y AE 8,28 (DT=2,4). La comparación de las puntuaciones por estatus de peso mostró diferencias estadísticamente significativas, con efecto pequeño, en RC (Normopeso: $M = 16,27$; Sobrepeso: $M = 16,89$; IC [-1,145; -0,090]; $p = 0,015$; $\eta^2 = 0.017$), DA (Normopeso: $M = 23,28$; Obesidad: $M = 22,01$; IC [0,065; 2,466]; $p = 0,035$; $\eta^2 = 0.015$) y AE (Normopeso $M = 8,69$; Obesidad: $M = 7,44$; IC [0,595; 1,903]; $p = 0,000$; $\eta^2 = 0.041$). En las Tablas 2 se presentan los estadísticos descriptivos comparando las puntuaciones de los factores según el sexo de los participantes.

Tabla 2. Estadísticos descriptivos por sexo y comparaciones par a par de los factores del TFEQ-18

Factor	Masculino (n = 214) M (DT)	Femenino (n = 401) M (DT)	Total (n = 615) M (DT)	Diferencia media (I-J)	EE	p ^b	BCa IC 95%
DA	28,85 (4,59)	28,28 (4,45)	28,48 (4,51)	0,566	0,381	0,138	[-0,182, 1,347]
RC	15,80 (3,99)	16,69 (4,05)	16,38 (4,05)	-0,885	0,342	0,010*	[-1,569, -0,194]
AE	6,48 (2,34)	6,85 (2,47)	6,72 (2,43)	-0,369	0,206	0,073	[-0,776, 0,012]

Nota. DA = Desinhibición Alimentaria; RC = Restricción Cognitiva; AE = Alimentación Emocional. M = media; DT = desviación típica; EE = error estándar; IC = intervalo de confianza.

Los intervalos de confianza BCa se basan en 1000 remuestras bootstrap, con ajuste de Bonferroni.

^b Ajuste para comparaciones múltiples: Bonferroni.

* $p < 0,05$.

Estructura Interna

El Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) mostró que el modelo factorial presentó un ajuste aceptable a la estructura de varianza-covarianza de los 18 ítems originales que constituyen el TFEQ-18 ($\chi^2 = 522,88$, gl = 132; $p = 0,000$); a razón $\chi^2/\text{gl} = 3,9$; CFI = 0,97; TLI = 0,97; SRMR = 0,06; RMSEA = 0,07; IC: 90% [0,06 - 0,08]. En un modelo complejo, el resultado de χ^2 resultó significativo [$\chi^2 (132) = 522,88$, $p < 0,001$], lo cual era esperable dado el tamaño muestral ($n = 618$), ya que con muestras grandes el estadístico tiene elevada potencia para detectar discrepancias triviales entre el modelo y la matriz de covarianza observada (Kline, 2023; West et al., 2012). En consecuencia, el χ^2 fue interpretado en conjunto con los índices de ajuste práctico (Brown, 2015; Kline, 2023; Tabachnick y Fidell, 2018). Los índices CFI, TLI y SRMR soportaron el modelo de tres factores. El índice RMSEA se encuentra dentro de los límites aceptables (con intervalo de confianza en el límite superior $\leq 0,10$; Brown, 2015). Las cargas factoriales fueron adecuadas, con saturaciones estandarizadas entre 0,31 y 0,88. En la Figura 1 se presenta los indicadores y las respectivas cargas estimadas para el modelo compuesto por 18 indicadores. Los tres factores mostraron correlaciones de bajas a altas ($r_{1-2} = 0,07$, $r_{1-3} = 0,009$ e $r_{2-3} = 0,90$) entre sí. Cabe destacar que la correlación entre los factores DA y AE ($r_{2-3} = 0,90$) constituyó el hallazgo psicométrico más relevante del modelo, dada su magnitud elevada, y fue analizada en mayor profundidad mediante modelos alternativos (véase más adelante).

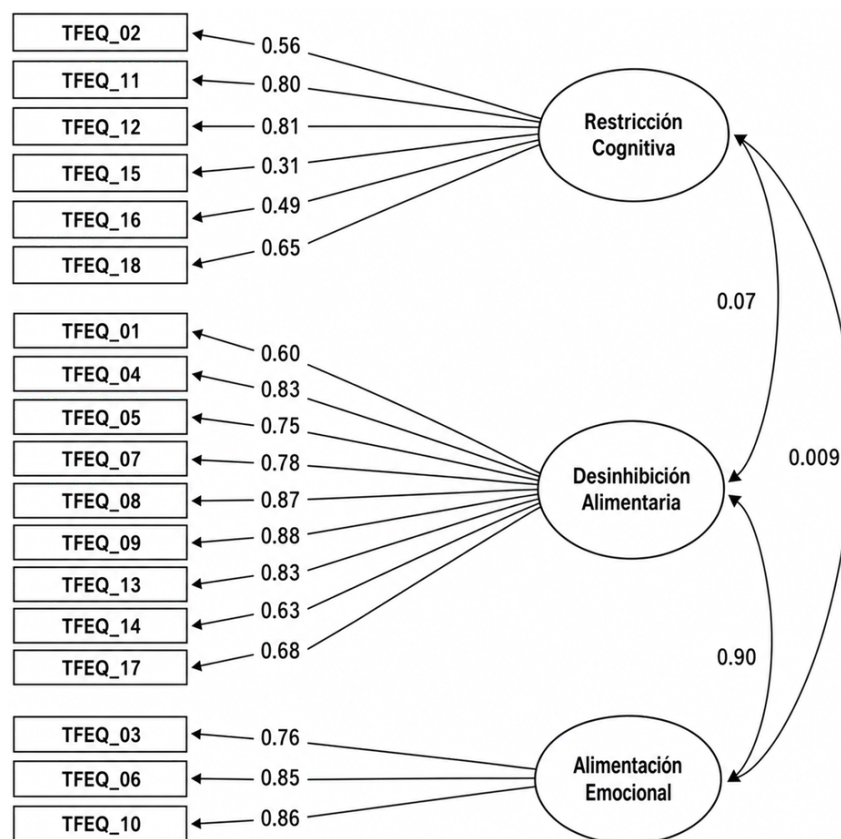


Figura 1. Diagrama de trayectorias del modelo de tres factores correlacionados del TFEQ-18 (Nota: Cargas factoriales estandarizadas (λ) y correlaciones entre factores; todas significativas ($p < .05$). Estimador WLSMV ($N = 618$). Ajuste: $\chi^2 (132) = 522.88$, $p < .001$; $\chi^2/gf = 3.96$; CFI = 0.97; TLI = 0.97; RMSEA = 0.07, IC: 90% [0.06–0.08]; SRMR = 0.06).

Consistencia Interna, Validez Convergente y Validez Discriminante

La consistencia interna de los factores fue evaluada mediante el Alpha de Cronbach, el Omega de McDonald y la CC. El factor RC presentó valores aceptables ($\alpha = 0.72$, IC 95% [0.69–0.75]; $\omega = 0.74$, IC 95% [0.71–0.78]), mientras que los factores DA ($\alpha = 0.90$, IC 95% [0.89–0.91]; $\omega = 0.90$, IC 95% [0.89–0.91]) y AE ($\alpha = 0.81$, IC 95% [0.78–0.93]; $\omega = 0.81$, IC 95% [0.79–0.84]) mostraron fiabilidad buena a excelente. La confiabilidad compuesta fue adecuada para todos los factores (RC = 0.78; DA = 0.92; AE = 0.86).

La validez convergente se evaluó mediante la VME. Los factores RC (0.68) y AE (0.59) alcanzaron valores satisfactorios, mientras que el factor DA presentó una VME inferior al criterio recomendado (0.40), lo que sugiere una convergencia limitada de sus ítems, a pesar de su elevada fiabilidad interna.

La validez discriminante entre DA y AE fue evaluada mediante el criterio de Fornell y Larcker (1981). Dado que la correlación entre ambos factores es $r = 0.90$ ($r^2 = 0.81$), y

ninguna de las VME supera ese valor ($VMEDA = 0,40$; $VMEAE = 0,59$), el criterio no se cumple, lo que confirma la presencia de un solapamiento sustancial entre ambas dimensiones.

Evaluación de Modelos Alternativos y Dimensionalidad

Con el fin de profundizar en la evaluación de la validez discriminante entre los factores DA y AE ($r_{2-3} = 0,90$), se estimaron dos modelos alternativos: (a) un modelo de dos factores (DA y AE fusionados en un único factor junto a RC) y (b) un modelo bifactor (con un factor general G de alimentación desregulada ortogonal a tres factores específicos: RC, DA y AE).

Los resultados indicaron que el modelo de dos factores presentó un ajuste equivalente al modelo original en todos los índices relevantes [$\chi^2 (134) = 570,49$; CFI = 0,97; TLI = 0,96; RMSEA = 0,070 (IC 90%: 0,07–0,08); SRMR = 0,07], lo que indica que la fusión de DA y AE no mejora el ajuste empírico y elimina distinciones conceptuales relevantes. En la Figura 2 se presentan de forma gráfica los indicadores y sus respectivas cargas factoriales estandarizadas estimadas para este modelo.

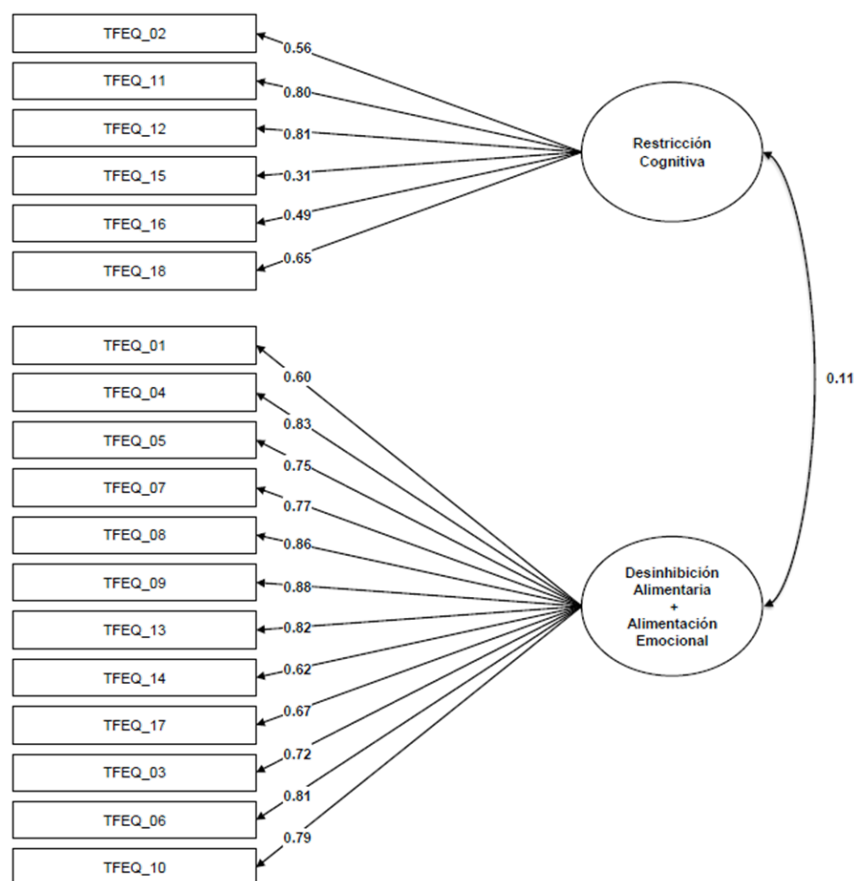


Figura 2. Diagrama de trayectorias del modelo de dos factores (Restricción Cognitiva | Desinhibición Alimentaria + Alimentación Emocional) del TFEQ-18 (Nota: Cargas factoriales estandarizadas (λ); estimador WLSMV (N = 618). El factor combinado fusiona Desinhibición Alimentaria y Alimentación Emocional. Ajuste: $\chi^2 (134) = 570.49$, $p < 0.001$; CFI = 0.97; TLI = 0.96; RMSEA = 0.07, IC 90% [0.06–0.08]; SRMR = 0.07).

El modelo bifactor presentó el mejor ajuste global [χ^2 (117) = 389,79; CFI = 0,98; TLI = 0,97; RMSEA = 0,060 (IC 90%: 0,05–0,07); SRMR = 0,04]. El análisis de las cargas en el factor general G reveló que los ítems de DA (λ = 0,58 a 0,87) y AE (λ = 0,71 a 0,80) saturan sustancialmente en G, mientras que los ítems de RC presentan cargas débiles e inconsistentes (λ = -0,16 a 0,17). Este patrón evidencia que DA y AE comparten un componente general de alimentación desregulada, coherente con el origen común de los ítems de AE en la dimensión de desinhibición del TFEQ-51 original (Karlsson et al., 2000; Stunkard y Messick, 1985). Esta distribución de los indicadores y sus respectivas cargas factoriales estandarizadas se presentan de forma gráfica en la Figura 3. Las implicancias de estos hallazgos para la dimensionalidad del instrumento se abordan en la Discusión.

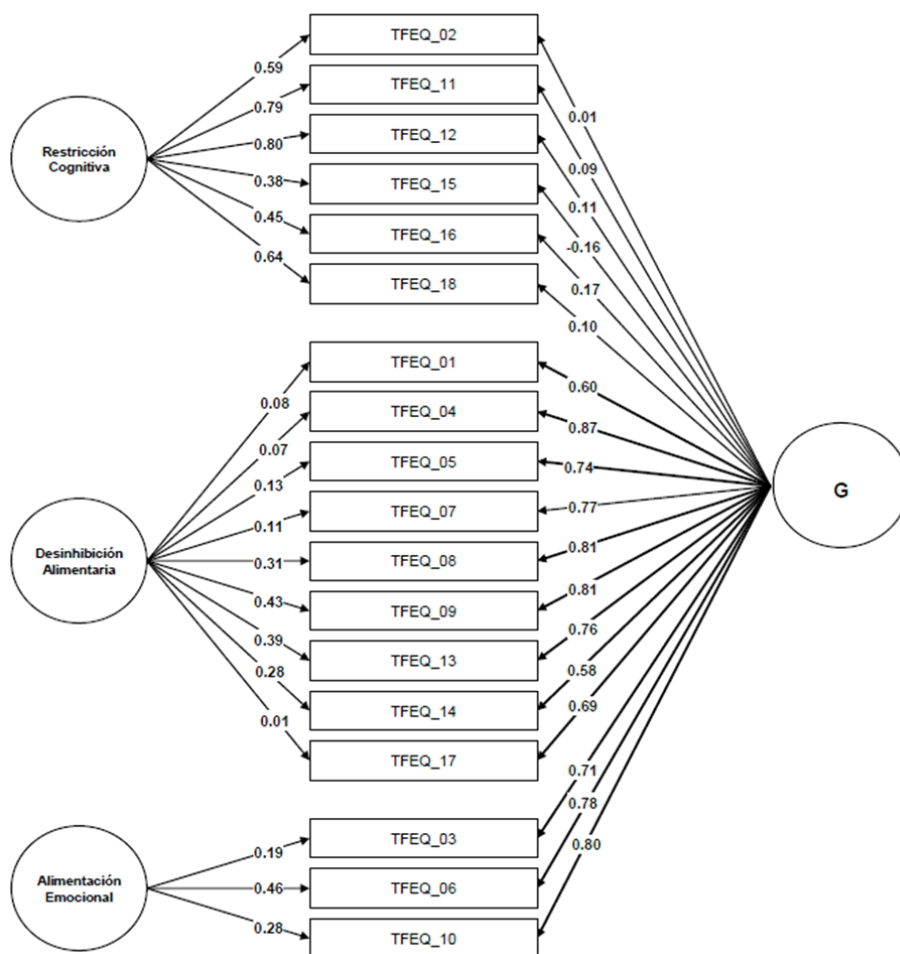


Figura 3. Diagrama de trayectorias del modelo bifactor (factor general G + tres factores específicos) del TFEQ-18 (Nota: Cargas factoriales estandarizadas en el factor general (G) y en los factores específicos; estimador WLSMV (N = 618). Ajuste: χ^2 (117) = 389.79, $p < 0.001$; CFI = 0.98; TLI = 0.97; RMSEA = 0.06 [0.05–0.07]; SRMR = 0.04).

Cabe destacar que el modelo bifactor fue empleado exclusivamente como herramienta de diagnóstico de la dimensionalidad del instrumento, es decir, para evaluar si existe un factor

general subyacente que explique la covarianza entre los ítems más allá de los factores específicos, y no como modelo de medición sustituto.

Invariancia por Sexo

A continuación, en la Tabla 3, se presentan los resultados del análisis de invariancia de la medida a través de modelos configural, métrico y escalar en función del sexo.

Como se puede ver en la Tabla 3, los resultados evidencian el cumplimiento de la invariancia en sus tres niveles, lo que indica que el TFEQ-18 presenta equivalencia métrica entre participantes de sexo masculino y femenino en el contexto chileno, permitiendo comparaciones válidas entre ambos grupos. Las diferencias en CFI ($\Delta\text{CFI} = 0,00$) y RMSEA ($\Delta\text{RMSEA} = 0,00$ entre configural y métrico; $\Delta\text{RMSEA} = -0,01$ entre métrico y escalar) se mantuvieron por debajo de los umbrales críticos establecidos (Cheung y Rensvold, 2002; Chen, 2007), confirmando la invarianza en sus tres niveles.

Tabla 3. Analisis Factorial Confirmatorio Multigrupo (AFMG) para el TFEQ-18

Invarianza de la medida		Índices de bondad de ajuste				
TFEQ 18	RMSEA (90% IC)	SRMR	TLI	CFI	$\square\text{CFI}$	$\square\text{RMSEA}$
Invarianza Configural	0.07 (0.06-0.07)	0.07	0.99	0.99	-	-
Invarianza Métrica	0.07 (0.06-0.07)	0.07	0.99	0.99	0.00	0.00
Invarianza Escalar	0.06 (0.06-0.07)	0.07	0.99	0.99	0.00	-0.01

Análisis Relacionado con otras Variables

La Tabla 4 presenta los coeficientes de correlación y el valor de significancia obtenido de las correlaciones entre las puntuaciones totales de las subescalas de estrés y ansiedad del DASS-21, EARCA y los tres factores TFEQ-18 (RC, DA y AE).

Tabla 4. Correlación de Pearson entre los puntajes totales de las subescalas de estrés y ansiedad del DASS-21, EACA y las puntuaciones totales de los tres factores TFEQ-18

Escalas	Factores		r	p	IC inferior 95%	IC superior 95%
Estrés	-	RC	0.05	0.18	-0.03	0.13
Estrés	-	DA	0.36 ***	< .001	0.30	0.42
Estrés	-	AE	0.39 ***	< .001	0.33	0.45
Ansiedad	-	RC	0.03	0.45	-0.05	0.11
Ansiedad	-	DA	0.31 ***	< .001	0.25	0.38
Ansiedad	-	AE	0.35 ***	< .001	0.28	0.42
Autorregulación	-	RC	-0.56 ***	< .001	-0.62	-0.50
Autorregulación	-	DA	0.11 **	< .001	0.02	0.20
Autorregulación	-	AE	0.06	0.12	-0.03	0.15

Nota. Intervalos de confianza basado en 1000 replicaciones bootstrap.

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

Análisis entre Grupos: Comparación por Sexo

Se realizó un Análisis Multivariante de Varianza (MANOVA) con el objetivo de investigar en qué medida las puntuaciones de los factores en la escala TFEQ-18 variaban según el sexo. La Tabla 2 presenta las estadísticas descriptivas de los grupos.

La prueba M de BOX cumplió con el supuesto de homogeneidad de covarianza (M de $BOX = 9.075$; $F(6, 1251819,353) = 1,608$, $p = 0.140$). Los resultados del MANOVA demostró que existen diferencias en las puntuaciones de los factores en relación con el sexo de los participantes ($F(3,3) = 5,759$, $p \leq 0.001$; Traza de Pillai = 0.02; $\eta^2 = 0.02$). A continuación, la Tabla 2 muestra la comparación par a par.

Solo en la subescala de RC hubo una diferencia estadísticamente significativa entre sexos. La muestra de hombres obtuvo puntuaciones estadísticamente significativas más bajas al compararse con la muestra de mujeres ($M_{\text{masculino}} = 15.80$, $DT = 3.99$; $M_{\text{femenino}} = 16.69$, $DT = 4.05$; $IC [-1.569; -0.194]$; $p = 0.01$; $d = 0.22$), con efecto pequeño.

Discusión

El objetivo del presente estudio fue proporcionar evidencia de la validez y confiabilidad del TFEQ-18 en una población no clínica de adultos en Chile, así como presentar resultados inéditos sobre la invarianza de la medición del TFEQ-18 en población hispanohablante, realizando comparaciones de grupos según el sexo. Además, se analizó la relación entre los niveles de estrés, de ansiedad y la autorregulación alimentaria con las diferentes dimensiones del TFEQ-18.

Con relación al análisis de la estructura interna del instrumento, los resultados confirman lo ya descrito en la literatura sobre la existencia de tres factores para el formato reducido (18 ítems) de este cuestionario; RC con 6 ítems, DA con 9 ítems y AE con 3 ítems (Jáuregui-Lobera et al., 2014; Karlsson et al., 2000; Pérez-Fuentes et al., 2019). Este estudio también muestra que existió una baja relación entre los factores RC y DA ($r_{1-2} = 0.07$), al igual que entre RC y AE ($r_{1-3} = 0.09$). Por otra parte, existió una alta correlación entre DA y AE ($r_{2-3} = 0.90$). Considerando estos datos, es necesario destacar dos cosas:

En primer lugar, que nuestros resultados no son consistentes con los hallazgos encontrados en la versión original de la versión reducida del TFEQ-18 (Karlsson et al., 2000), en la cual se plantea que existe una correlación significativa e inversa entre los factores RC y DA. Dicha relación se ha justificado con anterioridad siguiendo los postulados de la Teoría de la Restricción Alimentaria, la cual plantea que para desarrollar un estado de DA es necesario un estado previo de RC (Herman y Mack, 1975). Contrariamente a los postulados de la referida teoría, existe evidencia de que la pérdida de control en la conducta alimentaria

no requiere de un estado previo de RC (Bryant et al., 2008). En la misma línea y al igual que nuestro estudio, una adaptación reciente del TFEQ-18 en población brasileña también aportó evidencia sobre la ausencia de relación entre el factor de RC con el DA (Martins et al., 2021).

El segundo aspecto a considerar es que, aunque la estructura trifactorial del TFEQ-18 fue confirmada, la relación observada entre los factores DA y AE ($r_{2-3} = 0.90$) mantiene las inquietudes previamente descritas en la literatura respecto a la validez discriminante entre ambas subescalas (Jáuregui-Lobera et al., 2014; Karlsson et al., 2000; Martins et al., 2021). En este sentido, la magnitud de la asociación sugiere un importante solapamiento conceptual entre ambos factores, lo que podría interpretarse como la expresión de un mismo continuo conductual más que como constructos claramente diferenciados. Este patrón ha sido descrito de manera consistente desde la formulación de la versión abreviada del TFEQ-18, en la que se advierte una estrecha proximidad conceptual entre DA y AE. En particular, Karlsson et al. (2000) señalaron que los ítems que conforman el factor AE en la versión reducida derivan conceptualmente del conjunto más amplio de ítems que componían la dimensión de desinhibición en la versión original del TFEQ de 51 ítems propuesta por Stunkard y Messick (1985). Esta continuidad conceptual permitiría explicar tanto la elevada correlación observada entre ambas subescalas como las limitaciones en la validez convergente del factor DA evidenciadas en el presente estudio.

Con el propósito de profundizar en esta problemática, se estimaron adicionalmente un modelo de dos factores, fusionando DA y AE en una única dimensión, y un modelo bifactor con un factor general de alimentación desregulada. Este último fue utilizado con fines diagnósticos de la dimensionalidad del instrumento. Los resultados mostraron que el modelo de dos factores presentó un ajuste equivalente al modelo trifactorial original, mientras que el modelo bifactor obtuvo el mejor ajuste global. Asimismo, las cargas factoriales evidenciaron que los ítems de DA y AE saturaban sustancialmente en un factor general común, mientras que los ítems de RC mostraban cargas débiles e inconsistentes en dicho factor. En conjunto, estos hallazgos sugieren la presencia de un componente general compartido entre DA y AE, coherente con el origen conceptual común de ambas dimensiones descrito desde la formulación original del instrumento (Stunkard y Messick, 1985).

No obstante, dichos resultados no constituyen evidencia suficiente para descartar la estructura trifactorial del TFEQ-18. Por una parte, la fusión de DA y AE en una única dimensión no produjo una mejora del ajuste respecto del modelo original. Por otra parte, el modelo bifactor fue utilizado exclusivamente como una herramienta diagnóstica para examinar la dimensionalidad del instrumento y no como un modelo de medición sustituto. En este sentido, aunque los resultados confirman un grado de solapamiento entre ambas subescalas, también indican que RC constituye una dimensión claramente diferenciada, mientras que DA y AE conservan especificidad conceptual suficiente para justificar su interpretación separada. Considerando además la consistencia de la solución trifactorial

observada en estudios previos (Brytek-Matera et al., 2017; Cappelleri et al., 2009; Jáuregui-Lobera et al., 2014; Martins et al., 2021; Pérez-Fuentes et al., 2019; Wrzecionkowska y Rivera, 2021), los resultados obtenidos respaldan el mantenimiento del modelo de tres factores correlacionados como estructura de medición para los análisis de invarianza y comparación entre grupos

Un elemento que llama la atención de la relación descrita anteriormente es que nuestros datos también mostraron una correlación positiva y significativa entre los valores de la subescala de estrés y los factores DA ($r = 0.36$, $p < 0.001$) y AE ($r = 0.39$, $p < 0.001$), así como entre los valores de la subescala de ansiedad y los factores DA ($r = 0.31$, $p < 0.001$) y AE ($r = 0.35$, $p < 0.001$). La evidencia actual muestra que es habitual el desarrollo de conductas alimentarias en respuesta a la regulación de emociones negativas (Palomino-Pérez, 2020). En particular, se ha establecido que comer en respuesta al alivio de niveles elevados de estrés y ansiedad, dos de los estados de displacer que más influye en el desarrollo de la conducta alimentaria, se relaciona con el aumento de la ingesta de alimentos hiperpalatables, con alto contenido calórico con un inadecuado control del apetito y/o atracones de comida (Gibson-Smith et al., 2019; Järvelä-Reijonen et al., 2016; Torres y Nowson, 2007).

Junto a lo anterior, se observó que RC correlacionó de manera negativa y significativa con la puntuación total de la EARCA ($r = -0.56$, $p < 0.001$), asociación que no se replicó para los factores DA y AE. Aunque este resultado podría parecer contradictorio a primera vista, en la medida en que cabría esperar una relación positiva entre la autorregulación alimentaria y RC, dicha interpretación no es necesariamente correcta, ya que ambos constructos no son conceptualmente equivalentes. En particular, niveles elevados de autorregulación alimentaria se han asociado consistentemente con una mayor probabilidad de mantener o alcanzar un patrón de consumo saludable, un adecuado control del peso y una menor probabilidad de desarrollar obesidad (Balani et al., 2019; Crescioni et al., 2011; Kliemann et al., 2017; Kliemann et al., 2018; Kooiman et al., 2020). En contraste, RC se ha vinculado con la adhesión a dietas inadecuadas y con la internalización del ideal de delgadez, lo que puede favorecer la insatisfacción corporal y dificultades en la autoestima (Spangler, 2002). En este sentido, ambos constructos parecen reflejar dimensiones distintas de la conducta alimentaria, siendo la autorregulación alimentaria un patrón más flexible y potencialmente beneficioso para la salud nutricional en comparación con la conducta alimentaria restrictiva.

Las asociaciones previamente reportadas entre los factores de DA y AE con las puntuaciones de ansiedad y estrés, así como la relación entre la puntuación de la EARCA con el factor de RC, se comportaron conforme a lo esperado, otorgando evidencia de la validez discriminante del presente instrumento y complementa lo descrito en la literatura (Jáuregui-Lobera et al., 2014; Karlsson et al., 2000; Martins et al., 2021). Además, nuestros datos muestran una adecuada confiabilidad de los factores del TFEQ-18, confirmando lo

descrito en estudios anteriores que sugieren que este instrumento mide de manera adecuada los tres aspectos (CR, DA, AE) relacionados con la conducta alimentaria (Jáuregui-Lobera et al., 2014; Karlsson et al., 2000; Martins et al., 2021).

Un aspecto especialmente relevante de los resultados del presente estudio es que se obtuvo evidencia sólida de la invariancia factorial del modelo. Esto indica que las propiedades psicométricas del TFEQ-18 se mantienen estables independientemente del sexo de los participantes, lo que permite realizar comparaciones válidas entre hombres y mujeres sin introducir sesgos derivados del instrumento. Aunque la invariancia del TFEQ-18 ha sido previamente documentada en otros contextos culturales (Karlsson et al., 2000; Martins et al., 2021), su evaluación en adaptaciones en español ha sido limitada. Si bien el estudio de Pérez-Fuentes et al. (2019) aportó evidencia de invarianza por sexo, esta se obtuvo en una muestra española de personal sanitario, lo que restringe su generalización a población general. Además, dicho aspecto no ha sido examinado en otras adaptaciones hispanohablantes, particularmente en contextos hispanoamericanos (Jáuregui-Lobera et al., 2014; Wrzecionkowska y Rivera, 2021). En consecuencia, el presente estudio ofrece, por primera vez, evidencia empírica de la invariancia del TFEQ-18 tanto en población chilena como, de manera más amplia, en muestras de habla hispana.

En este contexto de invarianza, nuestros resultados muestran que, al comparar los grupos por sexo, únicamente el factor RC mostró puntuaciones significativamente más altas en las mujeres en comparación con los hombres. Este hallazgo coincide con lo descrito en la literatura (De Medeiros et al., 2017; Jáuregui-Lobera et al., 2014; Provencher et al., 2003). Cabe señalar que la evidencia existente no es concluyente sobre las diferencias de DA y AE según el sexo, ya que algunos estudios confirman dichas diferencias, mientras otros las descartan (De Medeiros et al., 2017; Martins et al., 2021). Así, la puntuación más alta de RC observada en el grupo de mujeres podría estar vinculada con su preocupación por la imagen corporal y la tendencia a realizar dietas (Jáuregui-Lobera et al., 2014), lo que podría ser explicado por las influencias socioculturales que presionan a las mujeres para mantener una apariencia corporal más delgada (Bedford y Johnson, 2006; Pruis, y Janowsky, 2010).

Finalmente, los resultados de este estudio deben interpretarse considerando algunas limitaciones. En primer lugar, no se incluyó una medida alternativa específica de los constructos evaluados por el TFEQ-18, lo que habría permitido una evaluación más directa de la validez convergente. No obstante, el análisis de la estructura interna del instrumento aportó evidencia favorable, ya que los factores RC y AE alcanzaron valores satisfactorios de VME. Aunque el factor DA presentó una VME inferior al criterio recomendado, este resultado debe interpretarse considerando sus adecuados niveles de CC y fiabilidad interna. Asimismo, las asociaciones observadas entre los factores del TFEQ-18 y variables externas teóricamente relacionadas, como la ansiedad, el estrés y la autorregulación alimentaria, se

comportaron de manera consistente con lo esperado, aportando evidencia complementaria de validez de constructo (Elosua, 2003).

Por otra parte, se debe considerar que los datos se obtuvieron mediante cuestionarios autoadministrados en línea. Este procedimiento presenta limitaciones concretas que deben ser consideradas al interpretar los resultados: (a) ausencia de control sobre las condiciones de respuesta, dado que cada participante completó el instrumento en un entorno diferente, sin supervisión profesional; (b) posibilidad de respuestas poco reflexivas o automatizadas, especialmente en instrumentos de autoinforme aplicados sin restricción de tiempo ni contexto controlado; y (c) sesgo de autoselección propio de los cuestionarios en línea difundidos mediante redes sociales, que favorece la participación de personas con mayor familiaridad con plataformas digitales. Si bien existe un conjunto creciente de evidencia que valida este tipo de autoevaluación (Ahmad et al., 2014; Ambresin et al., 2014; Levinson y Kaplan, 2014; Oliver et al., 2020), estas consideraciones limitan la generalización de los hallazgos. Por último, debe considerarse el uso de un muestreo no probabilístico por bola de nieve, cuyo punto de inicio fue la red de contactos de los investigadores principales. Este procedimiento introduce sesgos de autoselección y puede generar una sobrerrepresentación de ciertos grupos: en la muestra actual, el 83,2% contaba con educación superior, lo que constituye un perfil educativo considerablemente más elevado que el de la población adulta chilena en su conjunto y restringe la validez externa de los resultados. Asimismo, la muestra no puede considerarse representativa de la diversidad socioeconómica, geográfica ni cultural del país, por lo que los resultados deben interpretarse con cautela antes de ser generalizados a otros segmentos de la población adulta chilena.

Conclusión

Los resultados de este estudio proporcionan evidencia psicométrica que respalda la utilidad del TFEQ-18 como una herramienta válida y confiable para la población adulta de Chile, abarcando tanto a participantes de sexo masculino como femenino. Además, nuestros hallazgos sugieren que los niveles de ansiedad, estrés y autorregulación alimentaria están vinculados con los patrones alimentarios que un individuo puede desarrollar. Finalmente, esta investigación revela que el sexo es una variable que puede influir en el comportamiento alimentario, destacando que la propensión a restringir conscientemente la alimentación es más pronunciada en las participantes de sexo femenino que en sus contrapartes masculinos.

Reconocimientos

Esta investigación cuenta con el apoyo de la Dirección de Investigación de la Universidad Católica de la Santísima Concepción (código de financiamiento DIREG

15/2024). Los financiadores no tuvieron ningún papel en el diseño del estudio, la recopilación y el análisis de datos, la decisión de publicar o la preparación del manuscrito.

Referencias

- Ahmad, F., Jhaji, A. K., Stewart, D. E., Burghardt, M. y Bierman, S. A. (2014). Single item measures of self-rated mental health: A scoping review. *BMC Health Services Research*, 14(1), 398. <https://doi.org/10.1186/1472-6963-14-398>
- Ambresin, G., Chondros, P., Dowrick, C., Herrman, H. y Gunn, J. M. (2014). Self-rated health and long-term prognosis of depression. *Annals of Family Medicine*, 12(1), 57–65. <https://doi.org/10.1370/afm.1562>
- Balani, R., Herrington, H., Bryant, E., Lucas, C. y Kim, S. C. (2019). Nutrition knowledge, attitudes, and self-regulation as predictors of overweight and obesity. *Journal of the American Association of Nurse Practitioners*, 31(9), 502–510. <https://doi.org/10.1097/JXX.0000000000000169>
- Bedford, J. L. y Johnson, C. S. (2006). Societal influences on body image dissatisfaction in younger and older women. *Journal of Women & Aging*, 18(1), 41–55. https://doi.org/10.1300/J074v18n01_04
- Brown, T. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2a ed.). Guilford Press.
- Bryant, E. J., King, N. A. y Blundell, J. E. (2008). Disinhibition: Its effects on appetite and weight regulation. *Obesity Reviews*, 9(5), 409–419. <https://doi.org/10.1111/j.1467-789X.2007.00426.x>
- Brytek-Matera, A., Rogoza, R. y Czepczor-Bernat, K. (2017). The three-factor eating questionnaire-R18 polish version: Factor structure analysis among normal weight and obese adult women. *Archives of Psychiatry and Psychotherapy*, 3, 81–90. <https://doi.org/10.22201/fpsi.20074719e.2021.1.376>
- Campos-Uscanga, Y., Lagunes, R., Morales-Romero, J. y Romo-González, T. (2015). Diseño y validación de una escala para valorar la autorregulación de hábitos alimentarios en estudiantes universitarios mexicanos. *Archivos Latinoamericanos de Nutrición*, 65(1), 44–50. <https://tinyurl.com/4vum39s3>
- Cappelleri, J. C., Bushmakin, A. G., Gerber, R. A., Leidy N. K., Sextón, C. C., Lowe, S. y Karlsson, J. (2009). Psychometric analysis of the three-factor rating questionnaire-R21: Results from a large diverse sample of obese and non-obese participants. *International Journal of Obesity*, 33(5), 611–620. <https://doi.org/10.1038/ijo.2009.74>
- Castañeda, F., Riestra, F. y Cerda, J. (2023). Barreras de acceso a tratamiento en trastornos de la conducta alimentaria: Una revisión de la literatura. *Revista Médica de Chile*, 151(12), 1613–1622. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872023001201613>

- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W. y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233–255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2a ed.). Lawrence Erlbaum Associates.
- Crescioni, A. W., Ehrlinger, J., Alquist, J. L., Conlon, K. E., Baumeister, R. F., Schatschneider, C. y Dutton, G. R. (2011). High trait self-control predicts positive health behaviors and success in weight loss. *Journal of Health Psychology*, 16(5), 750–759. <https://doi.org/10.1177/1359105310390247>
- De Medeiros, A. C. Q., Yamamoto, M. E., Pedrosa, L. F. C. y Hutz, C. S. (2017). The brazilian version of the three-factor eating questionnaire-R21: Psychometric evaluation and scoring pattern. *Eating and Weight Disorders*, 22(1), 169–175. <https://doi.org/10.1007/s40519-016-0256-x>
- DiStefano, C. y Morgan, G. B. (2014). A comparison of diagonal weighted least squares robust estimation techniques for ordinal data. *Structural Equation Modeling*, 21(3), 425–438. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.915373>
- Ekström, S., Kull, I., Nilsson, S. y Bergström, A. (2015). Web-based self-reported height, weight, and body mass index among swedish adolescents: A validation study. *Journal of Medical Internet Research*, 17(3), e3947. <https://doi.org/10.2196/jmir.3947>
- Elosua, P. O. (2003). Sobre la validez de los tests. *Psicothema*, 15(2), 315–332. <https://www.psicothema.com/pdf/1063.pdf>
- Ernst, B., Wilms, B., Thurnheer, M. y Schultes, B. (2015). Eating behaviour in treatment-seeking obese subjects – Influence of sex and BMI classes. *Appetite*, 95, 96–100. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2015.06.019>
- Field, A. (2018). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics* (5a ed.). SAGE Publications.
- Fornell, C. y Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39–50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Galán, I., Gandarillas, A., Febrel, C. y Meseguer, C. M. (2001). Validación del peso y la talla autodeclarados en población adolescente. *Gaceta Sanitaria*, 15(6), 490–497. [https://doi.org/10.1016/S0213-9111\(01\)71611-1](https://doi.org/10.1016/S0213-9111(01)71611-1)

- Gaete P., V. y López C., C. (2020). Trastornos de la conducta alimentaria en adolescentes. Una mirada integral. *Revista Chilena de Pediatría*, 91(5), 784–793. <https://doi.org/10.32641/rchped.vi91i5.1534>
- Gibson-Smith, D., Bot, M., Brouwer, I. A., Visser, M., Giltay, E. J. y Penninx B. W. J. H. (2019). Association of food groups with depression and anxiety disorders. *European Journal of Nutrition*, 59(2), 767–778. <https://doi.org/10.1007/s00394-019-01943-4>
- Haukoos, J. S. y Lewis, R. J. (2005). Advanced statistics: Bootstrapping confidence intervals for statistics with “difficult” distributions. *Academic Emergency Medicine*, 12(4), 360–365. <https://doi.org/10.1197/j.aem.2004.11.018>
- Herman, C. P. y Mack, D. (1975). Restrained and unrestrained eating. *Journal of Personality*, 43(4), 647–660. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1975.tb00727.x>
- Hernández, A., Hidalgo, M. D., Hambleton, R. K. y Gómez-Benito, J. (2020). International test commission guidelines for test adaptation: A criterion checklist. *Psicothema*, 32(3), 390–398. <https://doi.org/10.7334/psicothema2019.306>
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Järvelä-Reijonen, E., Karhunen, L., Sairanen, E., Rantala, S., Laitinen, J., Puttonen, S., Peuhkuri, K., Hallikainen, M., Juvonen, K., Myllymäki, T., Föhr, T., Pihlajamäki, J., Korpela, R., Ermes, M., Lappalainen, R. y Kolehmainen, M. (2016). High perceived stress is associated with unfavorable eating behavior in overweight and obese finns of working age. *Appetite*, 103, 249–258. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2016.04.023>
- Jáuregui-Lobera, I., García-Cruz, P., Carbonero-Carreño, R., Magallares, A. y Ruiz-Prieto, I. (2014). Psychometric properties of spanish version of the three-factor eating questionnaire-R18 (Tfeq-Sp) and its relationship with some eating- and body image-related variables. *Nutrients*, 6(12), 5619–5635. <https://doi.org/10.3390/nu6125619>
- Karlsson, J., Persson, L. O., Sjöström, L. y Sullivan, M. (2000). Psychometric properties and factor structure of the three-factor eating questionnaire (TFEQ) in obese men and women. Results from the swedish obese subjects (SOS) study. *International Journal of Obesity*, 24(12), 1715–1725. <https://doi.org/10.1038/sj.ijo.0801442>
- Kliemann, N., Vickerstaff, V., Croker, H., Johnson, F., Nazareth, I. y Beeken, R. J. (2017). The role of self-regulatory skills and automaticity on the effectiveness of a brief weight loss habit-based intervention: Secondary analysis of the 10 top tips randomised trial. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 14(1), 119. <https://doi.org/10.1186/s12966-017-0578-8>
- Kliemann, N., Croker, H., Johnson, F. y Beeken, R. J. (2018). Starting university with high eating self-regulatory skills protects students against unhealthy dietary intake and substantial weight gain over 6 months. *Eating Behaviors*, 31, 105–112. <https://doi.org/10.1016/j.eatbeh.2018.09.003>

- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling* (5a ed.). Guilford Press.
- Kooiman, T. J. M., Dijkstra, A., Kooy, A., Dotinga, A., van der Schans, C. P. y de Groot, M. (2020). The role of self-regulation in the effect of self-tracking of physical activity and weight on BMI. *Journal of Technology in Behavioral Science*, 5(2), 206–214. <https://doi.org/10.1007/s41347-020-00127-w>
- Kolar, D. R. y Mebarak, M. (2022). An update on the epidemiology of eating disorders in Latin America: Current findings and future challenges. *Current Opinion in Psychiatry*, 35(6), 385–389. <https://doi.org/10.1097/YCO.0000000000000813>
- Kyriazos, T. A. (2018). Applied psychometrics: Sample size and sample power considerations in factor analysis (EFA, CFA) and SEM in general. *Psychology*, 9(8), 2207–2230. <https://doi.org/10.4236/psych.2018.98126>
- Leiva, M. J., Fuentealba, C., Boggiano, C., Gattás, V., Barrera, G., Leiva, L., Bunout, D., Hirsch, S. y de la Maza, M. P. (2009). Calidad de vida en pacientes operadas de bypass gástrico hace más de un año: Influencia del nivel socioeconómico. *Revista Médica de Chile*, 137(5), 625–633. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872009000500005>
- Levinson, D. y Kaplan, G. (2014). What does self rated mental health represent?. *Journal of Public Health Research*, 3(3), 122–127. <https://doi.org/10.4081/jphr.2014.287>
- Lovibond, P. F. y Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behaviour Research and Therapy*, 33(3), 335–343. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(94\)00075-u](https://doi.org/10.1016/0005-7967(94)00075-u)
- Martínez-Rodríguez, T. Y., Bernal-Gómez, S. J., Mora, A., Hun, N., Reyes-Castillo, Z., Valdés-Miramontes, E. H. y Espinoza-Gallardo, A. C. (2021). Patrones disfuncionales de la ingesta alimentaria por ansiedad durante el aislamiento por COVID-19 en Chile, Colombia y México. *International Journal of Psychological Research*, 14(1), 48–54. <http://doi.org/10.21500/20112084.4721>
- Martins, B. G., da Silva, W. R., Maroco, J. y Campos, J. A. D. B. (2021). Psychometric characteristics of the three-factor eating questionnaire-18 and eating behavior in undergraduate students. *Eating and Weight Disorders*, 26(2), 525–536. <https://doi.org/10.1007/s40519-020-00885-9>
- Natacci, L. y Ferreira, J. M. (2011). The three factor eating questionnaire - R21: Translation and administration to Brazilian women. *Revista de Nutrição*, 24(3), 383–394. <https://doi.org/10.1590/S1415-52732011000300002>
- O'Connor, L., Brage, S., Griffin, S. J., Wareham, N. J. y Forouhi, N. G. (2015). The cross-sectional association between snacking behaviour and measures of adiposity: The Fenland Study, UK. *British Journal of Nutrition*, 114(8), 1286–1293. <https://doi.org/10.1017/S000711451500269X>

- Oliver, N., Barber, X., Roomp, K. y Roomp, K. (2020). Assessing the impact of the COVID-19 pandemic in Spain: Large-scale, online, self-reported population survey. *Journal of Medical Internet Research*, 22(9), e21319. <https://doi.org/10.2196/21319>
- Palomino-Pérez, A. M. (2020). Rol de la emoción en la conducta alimentaria. *Revista Chilena de Nutrición*, 47(2), 286–291. <https://doi.org/10.4067/S0717-75182020000200286>
- Pérez-Fuentes, M. C., Molero Jurado, M. M., Gázquez Linares, J. J. y Oropesa Ruiz, N. F. (2019). Propiedades psicométricas del Three Factor Eating Questionnaire en personal sanitario. *Nutrición Hospitalaria*, 36(2), 434–440. <https://doi.org/10.20960/nh.2189>
- Pino, A. C., Roco, V. A. y Valladares, V. M. (2021). Potencial efecto conjunto de los alelos SNP rs3749474T y SNP rs4864548A del gen Clock sobre el estado nutricional y cronotipo en jóvenes universitarios. *Revista Salud Uninorte*, 37(1), 11–20. <https://doi.org/10.14482/sun.37.1.613.2>
- Provencher, V., Drapeau, V., Tremblay, A., Després, J. P. y Lemieux, S. (2003). Eating behaviors and indexes of body composition in men and women from the Québec family study. *Obesity Research*, 11(6), 783–792. <https://doi.org/10.1038/oby.2003.109>
- Pruis, T. A. y Janowsky, J. S. (2010). Assessment of body image in younger and older women. *The Journal of General Psychology*, 137(3), 225–238. <https://doi.org/10.1080/00221309.2010.484446>
- Rodriguez, A., Reise, S. P. y Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137–150. <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Román, M. F., Vinet, E. V. y Alarcón, M. A. M. (2014). Escalas de depresión, ansiedad y estrés (DASS-21): Adaptación y propiedades psicométricas en estudiantes secundarios de Temuco. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 23(2), 179–190. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=281943265009>
- Skeie, G., Mode, N., Henningsen, M. y Borch, K. B. (2015). Validity of self-reported body mass index among middle-aged participants in the norwegian women and cancer study. *Clinical Epidemiology*, 7, 313–322. <https://doi.org/10.2147/CLEP.S83839>
- Spangler, D. L. (2002). Testing the cognitive model of eating disorders: The role of dysfunctional beliefs about appearance. *Behavior Therapy*, 33(1), 87–105. [https://doi.org/10.1016/S0005-7894\(02\)80007-7](https://doi.org/10.1016/S0005-7894(02)80007-7)
- Stunkard, A. J. y Messick, S. (1985). The three-factor eating questionnaire to measure dietary restraint, disinhibition and hunger. *Journal of Psychosomatic Research*, 29(1), 71–83. [https://doi.org/10.1016/0022-3999\(85\)90010-8](https://doi.org/10.1016/0022-3999(85)90010-8)
- Tabachnick, B. G. y Fidell, L. S. (2018). *Using multivariate statistics* (7a ed.). Pearson Education.

- Torres, S. J. y Nowson, C. A. (2007). Relationship between stress, eating behavior, and obesity. *Nutrition*, 23(11-12), 887–894. <https://doi.org/10.1016/j.nut.2007.08.008>
- Valentini, F. y Damásio, B. F. (2016). Variância média extraída e confiabilidade composta: Indicadores de precisão. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 32(2), 1–7. <https://doi.org/10.1590/0102-3772e322225>
- Valladares, M. O., Weisstaub, A. M. G., Patiño, R., Ho-Urriola, A. J. y Santos, J. L. (2015). Asociación entre la conducta alimentaria y polimorfismos genéticos de la leptina y su receptor en niños obesos chilenos. *Nutrición Hospitalaria*, 31(3), 1044–1051. <https://doi.org/10.3305/nh.2015.31.3.8049>
- Vega, J. A., Salazar, G., Hodgson, M. I., Cataldo, L. R., Valladares, M., Obregón, A. M. y Santos, J. L. (2016). Melanocortin-4 receptor gene variation is associated with eating behavior in chilean adults. *Annals of Nutrition and Metabolism*, 68(1), 35–41. <https://doi.org/10.1159/000439092>
- West, S. G., Taylor, A. B. y Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 209–231). Guilford Press.
- Wrzecionkowska, D. y Rivera, A. S. (2021). Three-factor eating questionnaire-R18 (TFEQ-R18) spanish version: Factor structure analysis among normal weight and overweight adults. *Acta de Investigación Psicológica*, 11(1), 84–94. <https://doi.org/10.22201/fpsi.20074719e.2021.1.376>

Para citar en APA 7

Neira-Espejo, C. A., Sepúlveda-García, A. R., Rincón-Urbe, F. A. y Pedroso, J. da S. (2026). Estructura factorial e invarianza por sexo del cuestionario de tres factores revisado (TFEQ-18) en población adulta chilena. *Terapia Psicológica (En línea)*, 44(2), 165-187. <https://doi.org/10.4067/S0718-48082026000200165>



© 2026 Terapia Psicológica