

Meritxell Campreciós^{a*},
Anna Vilaregut^a,
Antonino Callea^b,
Laura Mercadal^a

Aplicabilidad clínica del Cuestionario de Evaluación de las Relaciones Familiares Básicas (CERFB) en los trastornos de la conducta alimentaria: relación conyugal y parental en estructuras tradicionales de familia

^aFPCEE Blanquerna, Universitat Ramon Llull, Barcelona, España

^bLUMSA University, Roma, Italia

RESUMEN

Introducción: Las intervenciones familiares ocupan una posición destacada entre los tratamientos psicológicos para los trastornos de la conducta alimentaria (TCA). Sin embargo, se ha documentado la falta de cuestionarios de evaluación familiar específicamente validados en dichos trastornos en la población española, para una evaluación de las dinámicas familiares y el diseño de intervenciones apropiadas. El objetivo de este estudio es validar la aplicación clínica del Cuestionario de Evaluación de las Relaciones Familiares Básicas (CERFB) en los TCA.

Metodología: Ciento sesenta y nueve parejas ($N = 338$ participantes) con un hijo con un TCA completaron el CERFB y otras medidas familiares.

Resultados: Los resultados del AFC confirman la solución bifactorial de la versión original en población general. Asimismo, la invarianza factorial según el género demostró el cumplimiento de la invarianza configuracional y métrica. La validez convergente la determinan las correlaciones significativas entre el CERFB y la Escala de Ajuste Diádico y el Instrumento de Vínculo Parental. La fiabilidad de ambas escalas es satisfactoria: conyugalidad ($\alpha = .90$) y parentalidad ($\alpha = .76$). Se proporcionan datos normativos.

Conclusiones: El CERFB deviene la única medida familiar disponible en los TCA para población española, ofreciendo una evaluación más amplia que las medidas existentes al comprender la conyugalidad y la parentalidad.

Palabras clave: validación, relaciones familiares, conyugalidad, parentalidad, trastornos de la conducta alimentaria, familia tradicional

ABSTRACT

Introduction: Family interventions occupy a leading position for eating disorders (EDs) among psychological treatments. However, the unavailability of family measures specifically validated in such disorders in Spanish population has been documented, to evaluate family dynamics and design appropriate interventions. This study aims to validate the clinical application of the Cuestionario de Evaluación de las Relaciones Familiares Básicas (CERFB; in English, Basic Family Relations Assessment Questionnaire) in EDs.

Method: One hundred and sixty-nine couples ($N = 338$ participants) with a child with an ED completed the CERFB and other family measures.

Results: The CFA results support the two-factor solution of the original version for general population. Furthermore, measurement invariance across gender results support the configural and metric invariance. Convergent validity is supported by significant correlations between the CERFB and the Dyadic Adjustment Scale and the Parental Bonding Instrument. Reliability is satisfactory for both scales: Marital ($\alpha = .90$) and Parental ($\alpha = .76$). Normative data are provided.

Conclusions: The CERFB becomes the only available family measure in EDs for Spanish population offering a broader assessment than existing measures as it comprises both the marital relationship and parenting exercise.

Key words: validation, family relationships, marital relationship, parenting, eating disorders, traditional family

Actas Esp Psiquiatr 2020;48(5):191-99

Correspondencia:

Meritxell Campreciós
Departamento de Psicología, FPCEE Blanquerna, Universitat Ramon Llull.
C/ Cister 34, 08022, Barcelona, España.
Tel. 0034 932 533 000.
E-mail: meritxellco@blanquerna.url.edu

INTRODUCCIÓN

La terapia familiar es el tratamiento psicológico que ocupa la primera posición para niños y adolescentes con anorexia o bulimia nerviosa en la guía clínica NICE más reciente para los trastornos de la conducta alimentaria (TCA)¹. Emerge de los resultados de investigaciones clínicamente relevantes que determinan la eficacia de las intervenciones familiares para los adolescentes con dichos trastornos^{2,3}.

La familia en los TCA ha recibido históricamente una atención considerable por parte de la comunidad científica. Sin embargo, el enfoque del modelo Maudsley ha hecho emerger con suficiente evidencia empírica el tratamiento basado en la familia, considerándola el recurso principal en la intervención⁴⁻⁶.

La literatura actual con el foco en el funcionamiento familiar en los TCA y en la naturaleza de las relaciones intrafamiliares diádicas reporta una mayor disfunción familiar en los TCA respecto a las familias no clínicas^{7,8}. En concreto, una mayor disarmonía conyugal y un ejercicio de la parentalidad más deteriorado⁹⁻¹³.

En línea con el marco mundial, en España los TCA se sitúan como área prioritaria de intervención en la salud mental pública¹⁴ con un trabajo familiar¹⁵ considerando su elevada y creciente incidencia¹⁶ y severidad asociada^{17,18}. Sin embargo, hemos identificado un vacío en la literatura psicométrica y experimentado en nuestra práctica clínica la ausencia de instrumentos de evaluación familiar específicamente validados en población española con TCA que evalúen constructos distintos a la emoción expresada: Family Questionnaire¹⁹, Level of Expressed Emotion²⁰ y Brief Dyadic Scale of Expressed Emotion²¹. La psicometría en este campo es útil a nivel clínico para identificar la necesidad de diseñar intervenciones familiares cuando sea pertinente y para evidenciar el progreso terapéutico o la ausencia de cambio en las dinámicas familiares²².

Por lo tanto, y en respuesta a la necesidad documentada de instrumentos de evaluación familiar útiles para los TCA⁷, este estudio se diseñó para proporcionar un cuestionario válido y fiable de acuerdo con las recomendaciones en relación a la evaluación en psicología²³, proporcionando evidencia empírica de las propiedades psicométricas de un instrumento en una población específica. Además, aportaciones de la influencia en los TCA de las diferencias culturales en la familia justifican la necesidad de validar dicha especificidad clínica de los instrumentos²⁴.

Que nosotros conozcamos, el Cuestionario de Evaluación de las Relaciones Familiares Básicas (CERFB)²⁵ es el primero y único instrumento a nivel mundial con el foco en la familia desarrollado teórica y empíricamente que evalúa de forma simultánea la relación conyugal y el ejercicio de la parentalidad, distinguiendo entre parejas funcionales y disfunciona-

les y un ejercicio adecuado o inadecuado de la parentalidad, desde la teoría de las relaciones familiares básicas de Linares^{26,27}. Se trata de una herramienta clínicamente accesible de evaluación de las dinámicas familiares en estructuras tradicionales que es breve, concisa y fácil. Linares²⁸ considera que la coexistencia de la conyugalidad y la parentalidad es lo que representa a una familia. Por lo tanto, en familias contemporáneas, el género ya no es un factor determinante en la estructura de las parejas, ni tampoco que los hijos sean biológicos, adoptivos o concebidos a través de técnicas de fecundación artificial. La conyugalidad hace referencia a la relación entre los miembros de la pareja, mientras que la parentalidad se refiere a la relación entre padres e hijos. En su teoría de las relaciones familiares básicas, Linares^{26,27} describe que las dos funciones convergen en la capacidad familiar de nutrición relacional, un factor determinante en el desarrollo de la personalidad y salud mental de los hijos.

La versión original del CERFB para población general ha sido validada con propiedades psicométricas adecuadas²⁵. Además, el CERFB ya ha sido administrado a población clínica con TCA con resultados satisfactorios. Campreciós *et al.*¹⁰ presentaron el CERFB como instrumento capaz de evaluar, a partir del punto de corte de 55 para conyugalidad y de 42 para parentalidad, una relación conyugal más disarmónica y un ejercicio de la parentalidad más deteriorado en familias con un hijo con TCA, en relación a familias funcionales sin diagnóstico psicopatológico. Son resultados que refuerzan la literatura existente ya mencionada en la misma línea de investigación.

Para abordar estas cuestiones, el objetivo de este estudio es validar la aplicabilidad clínica de la versión original española del CERFB en los TCA examinando su validez factorial y convergente, y fiabilidad, y aportar los baremos para dicha población clínica.

MÉTODO

Participantes

La muestra total fue de 169 parejas de 14 comunidades autónomas de España con una estructura familiar tradicional; esto es, constituidas por una madre y un padre. Por lo tanto, había 338 participantes divididos de forma equitativa según el género, con edades comprendidas entre los 36 y 75 años ($M = 50,74$, $DE = 5,97$). El tiempo medio de convivencia en pareja era de 25,42 años ($DE = 6,25$) y la media del número de hijos era de 2,19 ($DE = 0,70$). En relación al estado civil, un 95,9 % de las parejas estaban casadas y un 3,0 % convivían habitualmente; 1,2 % de valores perdidos. Considerando el nivel de estudios, un 33,20 % tenían estudios superiores, un 47,10 % estudios secundarios y un 19,70 % estudios primarios.

Centrándonos en los hijos con un diagnóstico de TCA, un

3,6 % eran hombres y un 95,3 % mujeres; 1,2 % de valores perdidos. Su edad media era de 19,58 años ($DE = 4,65$). El diagnóstico de anorexia nerviosa era el más frecuente (50,3 %), seguido del de bulimia nerviosa (21,9 %) y el trastorno de la conducta alimentaria no especificado (19,5 %); 8,3 % de valores perdidos. La duración media del TCA reportada era de 5,01 años ($DE = 4,37$) y el IMC (kg/m^2) medio de 20,55 ($DE = 4,43$). Esta muestra de pacientes estaba en tratamiento, un 61,5 % llevaba un máximo de 3 meses o 100 días y un 33,7% llevaba más de 3 meses o 1000 días; 4,7 % de valores perdidos. Se registró comorbilidad con el TCA en un 14,8 % de los casos; 13 % de valores perdidos. Un 80 % de la comorbilidad registrada era con trastornos mentales y un 20 %, con trastornos de la personalidad. Trastorno mental en otros miembros de la familia se reportó en un 27,2 % de las familias; 8,3 % de valores perdidos.

Instrumentos

Los participantes reportaron información sociodemográfica propia en relación al género, edad, lugar de residencia, nivel de estudios y en relación a su relación de pareja y familia (por ejemplo, tiempo de convivencia en pareja, estado civil, número de hijos, género y edad de los hijos) y completaron las medidas de autoinforme que se presentan a continuación. Los datos clínicos relacionados con el TCA tales como el diagnóstico según los criterios del DSM-IV-TR²⁹, su duración y IMC (kg/m^2) se obtuvieron de los profesionales de referencia de los casos y registros clínicos.

El Cuestionario de Evaluación de las Relaciones Familiares Básicas (CERFB)²⁵ evalúa a partir de 25 ítems las relaciones familiares en dos escalas: conyugalidad (14 ítems) y parentalidad (11 ítems). Los ítems son valorados en una escala Likert, con puntuaciones entre 1 (*nunca*) y 5 (*siempre*). La puntuación de conyugalidad oscila entre 0 y 70 y la de parentalidad entre 0 y 55. Puntuaciones altas son indicativas de mayor funcionalidad. Las dos escalas en la versión original española en población general muestran una elevada fiabilidad: conyugalidad ($\alpha = .92$) y parentalidad ($\alpha = .91$).

La Escala de Ajuste Diádico (*Dyadic Adjustment Scale*, DAS)³⁰ evalúa a partir de 32 ítems la percepción de ajuste diádico de los miembros de la pareja con 4 subescalas: consenso (13 ítems), cohesión (5 ítems), satisfacción (10 ítems) y expresión de afecto (4 ítems). Las puntuaciones globales de ajuste diádico oscilan entre 0 y 151. Puntuaciones altas son indicativas de mayor ajuste. Los ítems se valoran en una variedad de formatos de respuesta. Utilizamos la traducción española de Echeburúa y de Corral³¹, validada por Santos-Iglesias, Vallejo-Medina y Sierra³².

El Instrumento de Vínculo Parental (*Parental Bonding Instrument*, PBI)³³ evalúa a partir de 25 ítems dos dimensiones parentales: cuidado (12 ítems) y sobreprotección (13

ítems). Los ítems se valoran en una escala Likert con puntuaciones entre 0 (*nada*) y 3 (*mucho*). La puntuación de cuidado oscila entre 0 y 36 y la de sobreprotección entre 0 y 39. Puntuaciones altas son indicativas de mayor cuidado y sobreprotección. Se administró la versión del PBI que evalúa la percepción de padres y madres de su relación actual con sus hijos. Utilizamos la traducción desarrollada y validada en la población española por Ballús³⁴.

Muestreo y procedimiento

Los participantes fueron seleccionados mediante un muestreo no probabilístico de tipo intencional según los criterios de inclusión definidos para las familias objeto de estudio³⁵. Los criterios de inclusión para las familias fueron los siguientes: (a) nacionalidad española; (b) formadas por una pareja de adultos heterosexual (> 18 años) con mínimo un hijo biológico en común (> 11 años) conviviendo con ellos con un diagnóstico de TCA según los criterios del DSM-IV-TR²⁹; (c) formadas por parejas casadas, de hecho o que conviven habitualmente; (d) los hijos no son padres o madres; y (e) no deben haber realizado terapia familiar durante más de tres meses.

Las familias fueron reclutadas de nueve centros especializados y hospitales con unidad de TCA en España a los que acudían los pacientes, entre 2009 y 2014. Previa presentación del estudio a las familias, accedieron participar de forma voluntaria. Todos los miembros participantes de cada familia firmaron un consentimiento informado escrito antes de completar los cuestionarios de acuerdo con la última versión de la Declaración de Helsinki de la Asociación Médica Mundial de 2013 y no recibieron compensación por su participación. El Comité de Ética de la Universitat Ramon Llull revisó y aprobó el protocolo de investigación.

Análisis de datos

Preliminarmente, garantizamos el control del efecto de potenciales variables extrañas en las puntuaciones del CERFB, la DAS y el PBI, tales como el tiempo en tratamiento³⁶, la comorbilidad con el TCA^{37,38} y el trastorno mental en otros miembros de la familia³⁹. Se utilizaron las pruebas *t* de Student y *U* de Mann-Whitney y un análisis de varianza (ANOVA). Los resultados fueron analizados bajo el supuesto de normalidad. No se observó ningún efecto; se procedió con el análisis de datos con el total de la muestra.

La validez de constructo del CERFB se determinó mediante un AFC para examinar el modelo bifactorial del CERFB que emergió del AFE con los datos de población general española²⁵ y que sustenta la teoría de las relaciones familiares básicas de Linares^{26,27}. Se trata de un modelo de dos factores latentes que representan dos constructos independientes,

conyugalidad y parentalidad, aunque correlacionados entre sí. El tamaño de la muestra ($N = 338$) excede las recomendaciones clásicas conservadoras⁴⁰. La preparación de los datos también incluyó el análisis y tratamiento de los valores perdidos y de la normalidad univariada y multivariada. La medida de curtosis multivariante relativa (*Relative Multivariate Kurtosis*, RMK) fue de 1119, revelando un ajuste razonable de los datos considerados colectivamente. Por lo tanto, el modelo hipotetizado fue puesto a prueba utilizando el método de estimación de probabilidad máxima (*Maximum Likelihood Estimation*, MLE) a partir de una matriz de varianzas-covarianzas de los ítems del CERFB⁴¹.

Se valoró la bondad de ajuste a partir de la razón de chi-cuadrado sobre los grados de libertad ($\chi^2/gl < 5$), el índice de ajuste comparativo (*Comparative Fit Index*, CFI), el índice Tucker Lewis (*Tucker Lewis Index*, TLI), el residuo estandarizado de la media cuadrática (*Standardized Root Mean Square Residual*, SRMR) y el error de aproximación de la media cuadrática (*Root Mean Square Error of Approximation*, RMSEA). Según las recomendaciones de la literatura^{42,43}, CFI y TLI $> 0,90$, RMSEA $< 0,08$, y SRMR $< 0,10$ sugieren un ajuste aceptable, mientras que CFI y TLI $> 0,95$, RMSEA $< 0,05$, y SRMR $< 0,08$ sugieren un ajuste excelente.

También se examinó la invarianza factorial para verificar si la estructura de dos factores podía considerarse similar para hombres y mujeres. De acuerdo con las recomendaciones y guías ampliamente aceptadas^{44,45}, la invarianza configuracional, de medida (*i. e.*, métrica, escalar) y estructural, fueron evaluadas en este orden. Para la comparación de estos modelos anidados, se utilizó la prueba de diferencia de chi-cuadrado ($\Delta\chi^2$) y diferencia del CFI (ΔCFI). En concreto, un $\Delta\chi^2$ significativo y una disminución del CFI mayor que $-.01$ sugieren rechazar la hipótesis nula de invarianza⁴⁴.

Para complementar la validez de constructo del CERFB con la evaluación de la validez convergente, se calcularon los coeficientes de correlación de Pearson entre el CERFB y dos medidas de evaluación familiar ampliamente utilizadas, la DAS y el PBI. Se analizó la fiabilidad a través de la consistencia interna de las dos escalas del CERFB, conyugalidad y parentalidad, con el cálculo del coeficiente alpha de Cronbach y el índice de fiabilidad compuesto (*pc*), como se sugiere para el AFC.

Se han obtenido los baremos para las dos escalas del CERFB, conyugalidad y parentalidad, en los TCA. Las puntuaciones totales directas, en base 10 y tipificadas, han sido convertidas a una escala percentil.

Para los análisis estadísticos se utilizó el software IBM SPSS Statistics Versión 21 y, específicamente para el AFC y la invarianza factorial, el M-PLUS Versión 8.54. El nivel de significación se estableció en $p < .05$.

RESULTADOS

Análisis factorial confirmatorio

El modelo bifactorial mostró los siguientes índices de bondad de ajuste: $\chi^2/gl = 2.95$, CFI = .92, TLI = .91, RMSEA = .076 [90% CI = .07, .08] y SRMR = .076. Por lo tanto, el modelo bifactorial hipotetizado, en consonancia con la versión original del CERFB para la población general, puede considerarse aceptable. El modelo consiste en 2 variables latentes (los factores conyugalidad y parentalidad) y 25 variables observables (los ítems). Las cargas factoriales (solución estandarizada) y errores de medida y las correlaciones de los factores se presentan en la Figura 1.

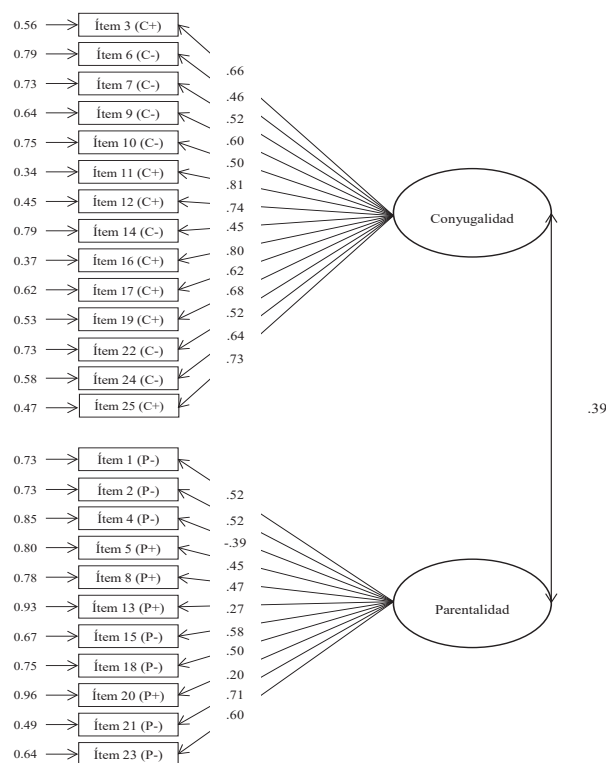


Figura 1

Representación estructural del modelo bifactorial del CERFB en los trastornos de la conducta alimentaria. Un rectángulo representa una variable observable y una elipse, un constructo latente. Los números en las flechas de los constructos latentes a sus indicadores reflejan los coeficientes de carga factorial y los números a la izquierda reflejan los errores de medida (solución estandarizada). La flecha bidireccional representa una correlación y las flechas unidireccionales, relaciones direccionales o causales hipotetizadas. Estimaciones estandarizadas de probabilidad máxima. C+ = Ítem de Conyugalidad Positivo; C- = Ítem de Conyugalidad Negativo; P- = Ítem de Parentalidad Negativo; P+ = Ítem de Parentalidad Positivo.

Invarianza factorial según el género

En primer lugar, se examinó la invarianza configuracional (M0), *i. e.* un modelo de base sin restricciones en el cual todos los parámetros difieren entre hombres y mujeres. En segundo lugar, la invarianza métrica (M1), *i. e.* un modelo en el cual todas las cargas factoriales son simultáneamente forzadas a ser equivalentes entre los dos grupos según el género, también se examinó y comparó con M0. La comparación M1 *versus* M0 muestra un $\Delta\chi^2$ no significativo y una disminución del CFI no mayor que -.01; por lo tanto, este resultado sugiere diferencias entre grupos no significativas en las cargas factoriales, apoyando la invarianza métrica. En otras palabras, hombres y mujeres atribuyen el mismo significado a los constructos latentes objeto de estudio. En tercer lugar, la invarianza escalar (M2), *i. e.* un modelo en el cual los interceptos son forzados a ser equivalentes entre los dos grupos según el género, se examinó y comparó con M0. El resultado muestra un $\Delta\chi^2$ significativo y una disminución suficiente del CFI para sugerir una diferencia entre grupos significativa en relación a los interceptos de los ítems; por lo tanto, la invarianza escalar no se establece, *i. e.* los niveles de los ítems subyacentes (interceptos) no deberían considerarse iguales en ambos grupos. Como la invarianza escalar no se establece, la invarianza estructural no se examinó. Los índices de bondad de ajuste y comparaciones entre modelos se presentan en la Tabla 1.

Validez convergente

Las correlaciones que reportan validez convergente entre el CERFB y la DAS y el PBI ofrecen respaldo adicional para la validez de constructo: correlaciones positivas y significativas entre la escala conyugalidad del CERFB y la puntuación total de la DAS ($r(223) = .78, p < .001$) y entre la escala parentalidad del CERFB y la escala cuidado del PBI ($r(233) = .45, p < .001$), y una correlación negativa y significativa entre la escala parentalidad del CERFB y la escala sobreprotección del PBI ($r(226) = -.21, p = .001$).

Análisis de fiabilidad

El análisis de la consistencia interna del CERFB en los TCA basado en el coeficiente alfa de Cronbach muestra homogeneidad entre los ítems de cada escala: conyugalidad ($\alpha = .90$) y parentalidad ($\alpha = .76$). Inferimos que los ítems están bien redactados y son útiles para evaluar lo que evalúan. Se comprobó el efecto de los ítems de cada escala en el alfa de Cronbach de la escala si se eliminaban y ninguno de los ítems afectaba al nivel α aumentándolo. Asimismo, el índice de fiabilidad compuesto también da soporte a la buena fiabilidad de las dos escalas: conyugalidad ($\rho_c = .90$) y parentalidad ($\rho_c = .77$).

Baremación

La Tabla 2 presenta los baremos en percentiles de las puntuaciones directas, las puntuaciones en base 10 y las puntuaciones T de las escalas conyugalidad y parentalidad del CERFB en los TCA.

DISCUSIÓN

La importancia de considerar a la familia en el diagnóstico y tratamiento de los TCA está muy reconocida en la actualidad^{2,3,7,8}. Sin embargo, faltan medidas de evaluación válidas y fiables para el conjunto de las relaciones familiares en dicha población y se necesitan nuevos instrumentos para cubrir este vacío⁷. Por lo tanto, el principal objetivo de este estudio es validar el CERFB en los TCA para determinar la aplicabilidad clínica, el cual es en sí mismo el punto fuerte del estudio al responder a las recomendaciones sobre la evaluación en psicología²³, proporcionando evidencia empírica psicométrica de un cuestionario en una población particular.

En general, los resultados sugieren unas propiedades psicométricas adecuadas consistentes con los de la versión original en población española²⁵. Ver estos resultados en su

Tabla 1	Pruebas de la invarianza factorial según el género (Hombres = 169 vs. Mujeres = 169)								
Modelo	χ^2	<i>df</i>	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	$\Delta\chi^2$	Δdf	ΔCFI
M0. Invarianza configuracional	1154.60	548	.801	.782	.090	.087	-		
M1. Invarianza métrica	1193.36	571	.796	.785	.099	.080	38.76	23	.005
M2. Invarianza escalar	1312.83	594	.764	.762	.099	.085	158.23**	46	.037

Tabla 2 Percentiles de las puntuaciones de las escalas conyugalidad y parentalidad del CERFB en los trastornos de la conducta alimentaria

Percentil	Conyugalidad			Parentalidad		
	Puntuación directa	Puntuación en base 10	Puntuación T	Puntuación directa	Puntuación en base 10	Puntuación T
1	27.00	0.22	20.54	27.00	0.37	23.06
2	33.00	1.59	27.42			
3	34.00	1.81	28.57	30.00	1.48	28.98
4	35.00	2.04	29.72	31.00	1.85	30.95
5	36.00	2.27	30.87	32.00	2.22	32.92
6	37.00	2.50	32.01			
7				33.00	2.59	34.90
8	38.00	2.72	33.16			
9	39.00	2.95	34.31			
10	41.00	3.40	36.60	34.00	2.96	36.87
15	44.00	4.09	40.05	35.40	3.48	39.63
20	46.00	4.54	42.34	36.20	3.77	41.21
25	47.00	4.77	43.49	37.00	4.07	42.79
30	49.00	5.22	45.78	38.00	4.44	44.77
35	50.00	5.45	46.93			
40	51.00	5.68	48.08	39.00	4.81	46.74
45	53.00	6.13	50.37	40.00	5.18	48.71
50	54.00	6.36	51.52			
55	55.00	6.59	52.67	41.00	5.55	50.69
60	56.00	6.81	53.82	42.00	5.92	52.66
65	57.00	7.04	54.96	43.00	6.29	54.63
70	58.00	7.27	56.11	43.20	6.37	55.03
75				44.00	6.66	56.61
80	60.00	7.72	58.41	45.00	7.03	58.58
85	61.00	7.95	59.55	46.00	7.40	60.55
90				47.00	7.77	62.53
91	63.00	8.40	61.85			
92	64.00	8.63	63.00	48.00	8.14	64.50
93						
94				49.00	8.51	66.47
95	65.00	8.86	64.14			
96	66.00	9.09	65.29	50.00	8.88	68.45
97	67.00	9.31	66.44		9.25	
98	68.00	9.54	67.59	51.00	9.25	70.42
99	69.00	9.77	68.73	51.08	9.28	70.58
100	70.00	10.00	69.88	53.00	10.00	74.37

Nota. Puntuación T = puntuación tipificada. El área sombreada en gris oscuro es indicativa de disfunción familiar en los TCA respecto a familias no clínicas.

primer uso extendido en población clínica resulta alentador de cara al proceso en curso de acumulación de evidencias psicométricas.

Por consiguiente, el AFC presenta en los TCA la validez del modelo bifactorial, las escalas conyugalidad y parentalidad del CERFB, propuesto por los autores que emergió de la versión original para población general²⁵ y que sustenta la teoría^{26,27}, al demostrar un ajuste aceptable de este a los datos^{42,43}. Asimismo, los resultados de la invarianza factorial se-

gún el género determinan la invarianza métrica. Esto sugiere que el significado que comprenden las escalas conyugalidad y parentalidad, como relaciones familiares básicas, lo identifican de la misma manera los hombres y las mujeres.

El CERFB muestra un buen nivel de validez convergente; de hecho, se asocia como se esperaba con la DAS^{30,32} y el PBI^{33,34}. El conjunto de estos resultados correlacionales, junto con el acuerdo intraconyugal e intraparental en las familias clínicas en la percepción de la relación conyugal y parental

en Campreciós *et al.*¹⁰ complementan la validez de construcción de las dos escalas del CERFB sugeridas al inicio en el análisis factorial²².

Además, los resultados de fiabilidad a través del alpha de Cronbach y el índice de fiabilidad compuesto sugieren buenos niveles para las dos escalas del CERFB.

Finalmente, los baremos del CERFB proporcionados en este estudio, junto con los puntos de corte establecidos para sus dos escalas¹⁰, permiten la interpretación de las puntuaciones del CERFB en los TCA. Los resultados de este estudio refuerzan los resultados de Campreciós *et al.*¹⁰: la capacidad discriminativa a nivel empírico del CERFB en los TCA y familias no clínicas a partir del punto de corte de 55 para conyugalidad y 42 para parentalidad puede afirmarse con mayor solidez.

En la serie de procedimientos básicos para la validación y determinación de los baremos, las puntuaciones de los padres y las madres y de ambos cónyuges se han considerado conjuntamente debido a la ausencia de diferencias entre los puntos de corte como un todo o según el género¹⁰. En esta línea, las subcategorías diagnósticas en los TCA no se han considerado de forma independiente de acuerdo con el debate actual sobre su valor y la frecuente fluctuación entre ellas⁴⁶. También, en consonancia con la ausencia de clarificación de dinámicas familiares específicas⁷.

Estos resultados prometedores deberían considerarse de acuerdo con algunas limitaciones. En concreto, los condicionantes de la muestra limitan la generalización de los resultados a las familias que no se han incluido en el estudio, las nuevas formas de familia que derivan de separaciones o divorcios. También, el análisis de la invarianza factorial no determina la invarianza estructural, *i. e.*, no podemos asumir que los patrones entre las variables observadas y latentes serán los mismos en los dos géneros.

En respuesta a estas limitaciones, futuros estudios también deberían considerar las nuevas formas de familia con un hijo con un diagnóstico de TCA con el CERFB-CoP⁴⁷, una nueva versión del CERFB que está siendo diseñada y validada y se ha adaptado a la realidad familiar de hoy en día: incluye una escala de coparentalidad que sortea la escala de conyugalidad cuando se precise. La invarianza factorial también debería examinarse en mayor profundidad. Es más, este estudio podría complementarse con un estudio longitudinal de análisis de la fiabilidad test-retest para determinar la consistencia en el tiempo de la evaluación relacional y de su validez predictiva para determinar su uso en la evaluación de la efectividad psicoterapéutica²². Estos resultados pondrían de manifiesto la estabilidad de los puntos de corte, teniendo

presente los posibles procesos de adaptación de la familia al TCA y, por lo tanto, las posibles disfunciones relacionadas con la alimentación, que se espera que disminuyan espontáneamente superada la fase aguda del TCA o que se resuelvan o mejoren de forma rápida con orientación o terapia familiar. Con la intención de determinar la especificidad de las relaciones familiares en los TCA sería conveniente clarificar de forma simultánea los patrones relacionales de distintas muestras clínicas. Debería abordarse hasta qué punto los patrones relacionales son similares y diferentes entre las distintas poblaciones psicopatológicas^{8,11,12,38,48}.

En conclusión, el CERFB puede usarse en la evaluación de las dinámicas familiares a partir de la relación conyugal y el ejercicio de la parentalidad en familias españolas con un hijo con TCA en relación a familias no clínicas en contextos tanto clínicos como de investigación. Deviene el primer y único cuestionario validado que evalúa el conjunto de la familia en los TCA en población española. Además, es valiosa la brevedad y facilidad tanto de administración y respuesta, siendo solo necesarios 10 minutos, papel y bolígrafo, como de corrección del instrumento. Puede ser fácilmente incluido en sistemas de evaluación, ya sea entre otros instrumentos autoadministrados o en combinación con la entrevista clínica abierta o semiestructurada⁴⁹. El uso consistente de un instrumento válido y fiable que evalúe la familia en los TCA de forma específica es necesario a nivel teórico para fortalecer el conocimiento en relación a la temática. El uso del CERFB permite una evaluación holística de los TCA considerando las relaciones familiares, entre otros aspectos.

AGRADECIMIENTOS

Este trabajo ha recibido el apoyo del Fondo Social Europeo y de la Secretaria d'Universitats i Recerca del Departament d'Economia i Coneixement de la Generalitat de Catalunya, a través de la ayuda pre-doctoral a M. Campreciós [FI: 2012FI_B 00760; 2013FI_B1 00156; 2014FI_B2 00143]. Las fuentes de financiación no han intervenido en el proceso de investigación ni en la preparación del manuscrito.

Los autores agradecen la colaboración en la recogida de datos del Instituto de Trastornos Alimentarios (ITA), Centro Khepra, Centre IADA, Centro LABOR-NEPP y Hospital de la Santa Creu i Sant Pau en Barcelona, Centro ABB en Barcelona, Málaga y Sevilla y Hospital Universitari de Santa Maria de Lleida. Asimismo, agradecen la participación de las familias.

DECLARACIÓN DE INTERESES

Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

BIBLIOGRAFÍA

1. National Institute for Health and Care Excellence. Eating disorders: recognition and treatment.[Internet]. London, GB: NICE; 2017[cited 2017 Dec 22]. (Clinical guideline [NG69]). Recuperado a partir de: <https://www.nice.org.uk/guidance/ng69/>
2. Couturier J, Kimber M, Szatmari P. Efficacy of family-based treatment for adolescents with eating disorders: a systematic review and meta-analysis. *Int J Eat Disord*. 2013;46(1):3-11.
3. Stewart C, Voulgari S, Eisler I, Hunt K, Simic M. Multi-family therapy for bulimia nervosa in adolescence. *Eat Disord*. 2015;23(4):345-355.
4. Alexander J, Treasure J, editors. A collaborative approach to eating disorders. New York, NY: Routledge; 2012.
5. Eisler I, Simic M, Hodsoll J, Asen E, Berelowitz M, Connan F, et al. A pragmatic randomised multi-centre trial of multifamily and single family therapy for adolescent anorexia nervosa. *BMC Psychiatry*. 2016;16:422.
6. Treasure J, Nazar BP. Interventions for the carers of patients with eating disorders. *Curr Psychiatry Rep*. 2016; 18:16.
7. Holtom-Viesel A, Allan S. A systematic review of the literature on family functioning across all eating disorder diagnoses in comparison to control families. *Clin Psychol Rev*. 2014;34(1):29-43.
8. Tetley A, Moghaddam NG, Dawson DL, Rennoldson M. Parental bonding and eating disorders: a systematic review. *Eat Behav*. 2014;15(1):49-59.
9. Blodgett Salafia EH, Schaefer MK, Haugen EC. Connections between marital conflict and adolescent girls' disordered eating: parent-adolescent relationship quality as a mediator. *J Child Fam Stud*. 2014;23(6):1128-1138.
10. Campreciós M, Vilaregut A, Virgili C, Mercadal L, Ibáñez N. Relaciones familiares básicas en familias con un hijo con trastorno de la conducta alimentaria. *The UB Journal of Psychology*. 2014;44(3):311-326.
11. Doba K, Nandrino JL. Existe-t-il une typologie familiale dans les pathologies addictives? Revue critique de la littérature sur les familles d'adolescents présentant des troubles alimentaires ou des conduites de dépendance aux substances. *Psychologie française*. 2010;55(4):355-371.
12. Józefik B, Pilecki MW, Matusiak F. Mutual assessment of their marital relationship by parents of female patients with eating disorders. *Psychiatr Pol*. 2014;48(4):809-822. [Polish]
13. Latzer Y, Lavee Y, Gal S. Marital and parent-child relationships in families with daughters who have eating disorders. *J Fam Issues*. 2009;30(9):1201-1220.
14. Ministerio de Sanidad, Política Social e Igualdad. Estrategia en Salud Mental del Sistema Nacional de Salud, 2009-2013. [Internet]. Madrid, ES: Ministerio de Sanidad, Política Social e Igualdad; 2011 [cited 2017 Dec 22]. Recuperado a partir de: <http://www.msps.es/organizacion/sns/planCalidadSNS/docs/saludmental/SaludMental2009-2013.pdf>. (NO FUNCIONA)
15. Grupo de trabajo de la Guía de Práctica Clínica sobre Trastornos de la Conducta Alimentaria. Guía de Práctica Clínica sobre Trastornos de la Conducta Alimentaria. Madrid, ES: Plan de Calidad para el Sistema Nacional de Salud del Ministerio de Sanidad y Consumo, Agència d'Avaluació de Tecnologia i Recerca Mèdiques de Catalunya; 2009. (Guías de Práctica Clínica en el SNS: AATRM Núm. 2006/05-01).
16. Qian J, Hu Q, Wan Y, Li T, Wu M, Ren Z, et al. Prevalence of eating disorders in the general population: a systematic review. *Shanghai Arch Psychiatry*. 2013;25(4), 212-223.
17. Arcelus J, Mitchell AJ, Wales J, Nielsen S. Mortality rates in patients with anorexia nervosa and other eating disorders: a systematic review and meta-analysis. *Arch Gen Psychiatry*. 2011;68(7):724-731.
18. Aspen V, Weisman H, Vannucci A, Nafiz N, Gredysa D, Kass AE, et al. Psychiatric co-morbidity in women presenting across the continuum of disordered eating. *Eat Behav*. 2014;15(4):686-693.
19. Sepúlveda AR, Anastasiadou D, Rodríguez L, Almendros C, Andrés P, Vaz F, et al. Spanish validation of the Family Questionnaire (FQ) in families of patients with an eating disorder. *Psicothema*. 2014;26(3):321-327.
20. Sepúlveda AR, Anastasiadou D, Río AM, Graell M. The Spanish validation of the Level of Expressed Emotion for relatives of people with eating disorders. *Span J Psychol*. 2012;15(2):825-839.
21. Medina-Pradas C, Navarro JB, López SR, Grau A, Obiols JE. Further development of a scale of perceived expressed emotion and its evaluation in a sample of patients with eating disorders. *Psychiatry Res*. 2011;190(2-3):291-296.
22. Keszei AP, Novak M, Streiner DL. Introduction to health measurement scales. *J Psychosom Res*. 2010;68(4):319-323
23. American Educational Research Association, American Psychological Association, National Council on Measurement in Education. The standards for educational and psychological testing. Washington, DC: AERA; 2014.
24. Anastasiadou D, Medina-Pradas C, Sepúlveda AR, Treasure J. A systematic review of family caregiving in eating disorders. *Eat Behav*. 2014;15(3):464-477.
25. Ibáñez N, Linares JL, Vilaregut A, Virgili C, Campreciós M. Propiedades psicométricas del Cuestionario de Evaluación de las Relaciones Familiares Básicas (CERFB). *Psicothema*. 2012;24(3):489-494.
26. Linares JL. Identidad y Narrativa. La terapia familiar en la práctica clínica. Barcelona, ES: Paidós Terapia Familiar; 1996.

27. Linares JL. Terapia familiar ultramoderna: la inteligencia terapéutica. Barcelona, ES: Herder; 2012.
28. Linares JL. Del abuso y otros desmanes. El maltrato familiar, entre la terapia y el control. Barcelona, ES: Paidós; 2002.
29. American Psychiatric Association. Diagnostic and statistical manual of mental disorders. 4th ed. Washington, DC: American Psychiatric Association; 2000.
30. Spanier GB. Measuring dyadic adjustment: new scales for assessing the quality of marriage and similar dyads. *J Marriage Fam.* 1976;38(1):15-28.
31. Bornstein PH, Bornstein MT. Terapia de pareja: enfoque conductual-sistémico. 2nd ed. Madrid, ES: Pirámide; 1992.
32. Santos-Iglesias P, Vallejo-Medina P, Sierra JC. Propiedades psicométricas de una versión breve de la Escala de Ajuste Diádico en muestras españolas. *Int J Clin Health Psychol.* 2009;9(3):501-517.
33. Parker G, Tupling H, Brown LB. A Parental Bonding Instrument. *Br J Med Psychol.* 1979;52(1):1-10.
34. Ballús Creus C. Adaptació del Parental Bonding Instrument a la població barcelonesa [dissertation]. Barcelona, ES: Escola Professional de Psicologia Clínica; 1991.
35. Hibberts M, Johnson RB, Hudson K. Common survey sampling techniques. En: Gideon L, ed. *Handbook of survey methodology for the social sciences.* New York: Springer; 2012. p. 53-74.
36. Gutiérrez E, Sepúlveda AR, Anastasiadou D, Medina-Pradas C. Programa de psicoeducación familiar para los trastornos del comportamiento alimentario. *Psicología Conductual.* 2014;22(1):133-149.
37. Perkins PS, Slane JD, Klump KL. Personality clusters and family relationships in women with disordered eating symptoms. *Eat Behav.* 2013;14(3):299-308.
38. Tseng MC, Gau SS, Tseng WL, Hwu HG, Lee MB. Co-occurring eating and psychiatric symptoms in Taiwanese college students: effects of gender and parental factors. *J Clin Psychol.* 2014;70(3):224-237.
39. Amianto F, Giovanni AD, Bertorello A, Fassino S. Exploring personality clusters among parents of ED subjects. Relationship with parents' psychopathology, attachment, and family dynamics. *Compr Psychiatry.* 2013;54(7):797-811.
40. Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. 3rd ed. New York, NY: Guilford Press; 2011.
41. Hair JF, Black WC, Babin BJ, Anderson RE, Tatham, RL. Multivariate data analysis. 6th ed. New Jersey, NJ: Pearson Education; 2006.
42. Browne MW, Cudeck R. Alternative ways of assessing model fit. En: Bollen KA, Long JS, eds. *Testing structural equation models.* Newbury Park, CA: Sage; 1993. p. 136-162.
43. Hu LT, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Model.* 1999;6(1):1-55.
44. Cheung GW, Rensvold RB. Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Struct Equ Modeling.* 2002;9(2):233-255.
45. Vandenberg RJ, Lance CE. A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organ Res Methods.* 2000;3(1), 4-69.
46. Ackard DM, Fulkerson JA, Neumark-Sztainer D. Stability of eating disorder diagnostic classifications in adolescents: five-year longitudinal findings from a population-based study. *Eat Disord.* 2011;19(4):308-322.
47. Mollà Cusí L, Vilaregut A, Günther C, Campreciós M, Roca M, Matalí Costa JL. Construcción del Cuestionario de Evaluación de Relaciones familiares Básicas y Coparentalidad (CERFB-CoP). Poster presented at: Una especialidad, diferentes contextos, XIX Jornadas ANPIR; 2019 Jun 6-8; Oviedo, ES.
48. Erol A, Yazici F, Toprak G. Family functioning of patients with an eating disorder compared with that of patients with obsessive compulsive disorder. *Compr Psychiatry.* 2007;48(1):47-50.
49. Muñiz J, Fernández-Hermida JR. La opinión de los psicólogos españoles sobre el uso de los tests. *Papeles del Psicólogo.* 2010;31:108-121.