

Propiedades psicométricas del Cuestionario de Evaluación de las Relaciones Familiares Básicas (CERFB)

Núria Ibáñez Martínez¹, Juan Luis Linares Fernández², Anna Vilaregut Puigdesens¹, Carles Virgili Tejedor¹
y Meritxell Campreciós Orriols¹

¹ Universidad Ramón Llull y ² Universidad Autónoma de Barcelona

El objetivo de este estudio fue analizar la estructura factorial y la consistencia interna del Cuestionario de Evaluación de las Relaciones Familiares Básicas (CERFB) a partir de una muestra de conveniencia no probabilística compuesta por 442 participantes (221 parejas). El análisis factorial exploratorio dio lugar a tres componentes. En un análisis factorial de segundo orden, los tres componentes se agruparon en dos factores: el factor Conyugalidad, que hace referencia a la manera cómo interactúan entre sí las personas que ejercen las funciones parentales (generalmente, la pareja parental) y el factor Parentalidad, que representa la manera cómo la pareja parental trata a sus hijos. Tanto los factores de primer orden como los de segundo orden obtuvieron unos índices de fiabilidad altos. Se concluye que el CERFB, compuesto por 25 ítems, posee propiedades psicométricas adecuadas, considerándose un instrumento válido para evaluar el modelo bidimensional de la teoría de las relaciones familiares básicas.

Psychometric Properties of the Basic Family Relations Inventory (BFRI). The aim of this study was to analyze the factor structure and internal consistency of the Basic Family Relations Inventory (BFRI) in a non-probabilistic convenience sample of 442 participants (221 couples). Exploratory factor analysis resulted in three components. In a second-order factor analysis, the three components were grouped into two factors: the Conjugal factor, which refers to how the people who exercise the parental role interact with each other (generally, the parental couple), and the Parenting factor, which represents the way in which the parental couple treat their children. Both first- and second-order factors had high reliability indices. It was concluded that the 25-item BFRI is a valid instrument to evaluate the two-dimensional model of the basic family relations theory.

A lo largo de la última década existe en Occidente una creciente preocupación por el futuro de las relaciones familiares y su organización. El origen de este interés está relacionado con las transformaciones a las que se ha visto sometida la familia: reconstitución, monoparentalidad, interculturalidad, parejas homosexuales, etc. Y en ello influyen decisivamente fenómenos como la disminución del número de hijos, el retraso en la edad del matrimonio, de la maternidad y de la emancipación de los hijos, el aumento del número de divorcios y la creciente aparición de familias emigrantes que traen consigo modelos culturales y relacionales diferentes.

Una de las conceptualizaciones teóricas que se han dedicado a comprender y a profundizar en la visión de la familia como un todo ha sido la epistemología sistémica, que sostiene que para comprender de forma global a las personas se ha de partir del estudio del entorno más próximo e influyente que les rodea, es decir, la familia (Ceberio y Watzlawick, 1998).

La presente investigación está enfocada desde esta perspectiva, por la cual se considera que la familia es un sistema dinámico en el

que, a menudo, el comportamiento de uno de sus miembros puede ser comprendido en relación al comportamiento de los restantes, así como por las interacciones entre los diferentes subsistemas familiares (Salem, 1990).

En esta línea, algunos investigadores han considerado que las actitudes, los comportamientos y los estilos educativos parentales son relevantes para la comprensión de la aparición y el mantenimiento de algunos trastornos mentales, como los trastornos de la conducta alimentaria, los trastornos adaptativos, los trastornos del estado de ánimo, los trastornos psicóticos y el abuso de sustancias, entre otros (Ballús, 1991; Batik, Roberts y Gibbon, 2002; Bersabé, Fuentes y Motrico, 2001; Emanuelli et al., 2003; McDermott, Guttman y Laporte, 2002; y Schweitzer y Lawton, 1989).

Fue en la década de los ochenta cuando la psicología empezó a elaborar cuestionarios y autoinformes que le sirvieran para obtener la mayor cantidad de información posible del modo más fiable y rápido sobre los diferentes constructos psicológicos. Con la ayuda de la psicometría, los cuestionarios elaborados eran capaces de cuantificar, comparar y establecer correlaciones que apoyaran y fundamentaran las diferentes teorías psicológicas.

En España, la adaptación y el desarrollo de nuevos instrumentos de medida data de finales de los ochenta y los noventa, cuando empezaron a aparecer los primeros cuestionarios adaptados y validados en población española. Los test relacionados con la familia no fueron una excepción (Ballús, 1991; Carrobes, 1989; Fuentes,

Motrico y Bersabé, 1999; Palacios, 1994; Pick de Weiss y Andrade, 1988; Pérez, 1999; y Polaino-Lorente y Martínez, 1996).

La principal desventaja de dichos cuestionarios es que han sido desarrollados teóricamente y validados en otros países. Generalmente, cuando se adaptan en un medio sociocultural diferente, suelen aparecer diversos problemas de índole metodológica. El primero de ellos es que la consistencia interna de las diferentes escalas suele disminuir al realizarse la adaptación (Cáceres Carrasco, 1996; y Polaino-Lorente y Martínez, 1996). La segunda desventaja es que, en el análisis factorial exploratorio, los hallazgos no son del todo congruentes con el cuerpo teórico de los autores, apareciendo un número menor o mayor de factores de los esperados (Polaino-Lorente y Martínez Cano, 1995; Polaino-Lorente y Martínez, 1996).

Asimismo, centrando la búsqueda en instrumentos contruidos y validados en población española que evalúen la familia, se ha encontrado que la mayoría están dirigidos a evaluar el tipo de disciplina y prácticas de crianza empleadas en el hogar, es decir, que se centran básicamente en evaluar el estilo educativo de los padres (Bayot, Hernández Viader y de Julián, 2005; Fuentes et al., 1999; Palacios, 1994; y Samper, Cortés, Mestre, Nácher y Tur, 2006). Además, estos instrumentos, aunque han sido contruidos con rigor metodológico, suelen presentar bajos niveles de consistencia interna entre sus diferentes escalas, todos con un coeficiente *alfa* de Cronbach inferior a 0,70 (Fuentes et al., 1999; Palacios, 1994; Polaino-Lorente y Martínez, 1996; y Samper et al., 2006). Finalmente, otra dificultad que muestran estos cuestionarios es que no suelen diferenciar el ajuste parental del marital.

Siguiendo el modelo de las Relaciones Familiares Básicas de Linares (1996, 2001, 2006b, 2007 y 2008), este estudio pretende obtener, por un lado, un instrumento capaz de discriminar y evaluar al mismo tiempo dos funciones relacionales básicas, *Conyugalidad* y *Parentalidad*, y, por otro lado, construir una herramienta útil que ayude a profundizar en la comprensión y la investigación de las diferentes dinámicas familiares que se dan en un contexto definido, de forma que puedan ser integradas como una variable más a tener en cuenta en el estudio de las personas y de sus problemáticas.

Según dicha teoría, la atmósfera relacional en la familia de origen viene definida fundamentalmente por dos dimensiones que representan: a) la manera cómo interactúan entre sí las personas que ejercen las funciones parentales (generalmente, la pareja parental); y b) la manera cómo dichas personas tratan a sus hijos. La primera recibe el nombre de *Conyugalidad*, y la segunda el de *Parentalidad*, y, aunque son independientes, también pueden influenciarse mutuamente. Si la pareja parental se separa o divorcia, la *Conyugalidad* no se extingue, sino que se transforma en *Post conyugalidad*, que continúa definiendo la manera en que los ex cónyuges negocian los asuntos que siguen teniendo en común, y sobre todo la gestión de los hijos. *Conyugalidad* y *Post conyugalidad* se inscriben en una dimensión bipolar, entre la armonía y la disarmonía. En cuanto a la *Parentalidad*, también se inscribe en una dimensión bipolar entre la conservación primaria y el deterioro primario, independientemente de la influencia que, secundariamente, pueda ejercer sobre ella la *Conyugalidad*. La combinación de estas dos dimensiones genera diversas situaciones que definen la Nutrición relacional presente en la familia, la cual ejerce una influencia decisiva sobre sus miembros y, especialmente, sobre el desarrollo de la personalidad y de la salud mental de los hijos.

De esta forma, Linares (1996, 2006a) establece que ambas dimensiones son variables relacionales independientes pero al mis-

mo tiempo pueden estar íntimamente relacionadas entre sí; por tanto, la *Conyugalidad* y la *Parentalidad* se entrecruzan formando un diagrama ortogonal, con dos polos de máxima positividad y dos polos de máxima negatividad para cada una de las funciones (figura 1).

Como se ve en la figura 1, en el cuadrante superior derecho se dan las condiciones relacionales óptimas para aportar una nutrición relacional plenamente satisfactoria. Las familias de origen donde exista una *Conyugalidad armoniosa*, es decir, una pareja que sepa resolver adecuadamente sus conflictos y que, al mismo tiempo, sean capaces de mantener un clima altamente nutritivo a nivel emocional, cognitivo y pragmático con ellos mismos y con su prole, son familias donde existe una mayor probabilidad de que sus individuos se desarrollen plenamente tanto a nivel físico, como psicológico y social.

Asimismo, siguiendo con la figura 1, el resto de los cuadrantes es ocupado por aquellas familias en las que una o ambas de las funciones familiares básicas (*Conyugalidad* y *Parentalidad*) presentan alguna disfunción.

En el cuadrante inferior derecho, en el que la *Conyugalidad* está deteriorada, la pareja es incapaz de resolver sus conflictos, los progenitores pueden recurrir a la inclusión de un hijo, en forma de alianza, que a veces puede estar encubierta y, otras veces, explícita. De esta forma, el hijo queda triangulado entre el padre y la madre, muchas veces en detrimento de su desarrollo personal. Se llaman triangulaciones manipuladoras cuando los padres emiten mensajes claramente confirmadores del interés y del amor que tienen por sus hijos, por eso, a pesar de que la *Conyugalidad* esté deteriorada, la *Parentalidad* se presenta como primariamente conservada y solo secundariamente deteriorada.

Lo mismo ocurre cuando las triangulaciones son de índole desconfirmadoras, aunque aquí el juego relacional entre ambos cónyuges está teñido de mayor complejidad y “perversión”, la inclusión del hijo en el conflicto conyugal no es explícita y, de hecho, suele ser negada a nivel consciente dejando al hijo en una situación de mayor desnutrición relacional.

En el cuadrante superior izquierdo tenemos la situación relacional inversa, es decir, cuando la pareja no presenta dificultades en el plano conyugal y antepone la propia felicidad a la de los hijos. De esta forma, se muestran primariamente incompetentes en el ejercicio de la *Parentalidad*, puesto que deprivan a sus hijos, tanto en el plano emocional como en el cognitivo y el pragmático.

Por último, en el cuadrante inferior izquierdo tenemos aquellas familias donde ambas funciones están muy deterioradas y reina un

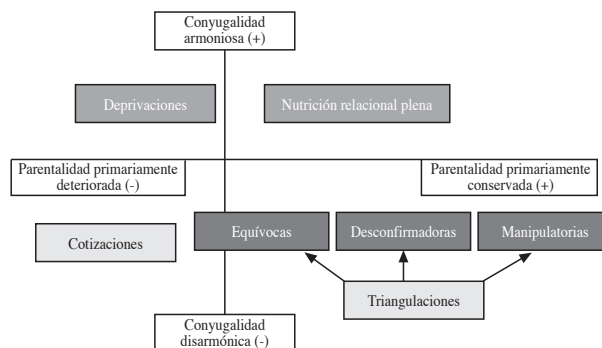


Figura 1. Modelo bidimensional de la Teoría de las Relaciones Familiares Básicas, *Conyugalidad* y *Parentalidad*, con sus cuatro modalidades relacionales (adaptado de Linares, 2006)

ambiente relacional caótico, en el que coexiste un importante déficit nutricional relacional tanto a nivel conyugal como parental.

Método

Participantes

La muestra final fue recogida desde enero del 2010 a febrero del 2011 y estaba formada por 442 participantes (N= 221 parejas), con una edad entre 27 y 71 años ($M= 52,4$; $DT= 6,7$). Los hijos tenían una edad entre 11 y 36 años ($M= 20,6$; $DT= 5,7$). Respecto a su nivel educativo, el 19% de los participantes tenían estudios primarios, el 40,26% estudios secundarios y/o formación profesional y el 40,74 % estudios universitarios (diplomatura, licenciatura y doctorado). En cuanto al estado civil, el 91,6% estaban casados en primeras nupcias, el 4,1% estaban casados en segundas nupcias y el 4,2% viviendo en pareja. Las parejas estudiadas tenían una media de 23,8 años de convivencia ($R= 49-3$; $DT=5,87$). El 51,5% de las familias tenían dos hijos, el 25,1% con un único hijo y el 23,4% tenían tres o más hijos. En relación al lugar de procedencia, el 65,2% proviene de Cataluña y el 34,8% del resto de comunidades autónomas del Estado español.

Instrumento

El Cuestionario de Evaluación de las Relaciones Familiares Básicas (CERFB) que se utilizó en este estudio consta de un total de 25 ítems que evalúan la percepción que tienen los padres en relación a sus hijos y a su pareja. Los ítems son politómicos, valorados en una escala Likert de cinco puntos con el siguiente formato de respuesta: 1 significa *nunca*, 2 *pocas veces*, 3 *algunas veces*, 4 *bastantes veces* y 5 *siempre*. El CERFB consta de 3 componentes: *Conyugalidad* (14 ítems), *Parentalidad primariamente conservada* (7 ítems) y *Parentalidad primariamente deteriorada* (4 ítems). El componente *Conyugalidad* es de naturaleza bipolar formado por dos polos correspondientes a *Conyugalidad armoniosa* (7 ítems) y a *Conyugalidad disarmónica* (7 ítems).

Procedimiento

El estudio se encuadra dentro de un diseño multivariante correspondiente a un análisis factorial exploratorio con el fin de analizar la validez de constructo del cuestionario.

Esta investigación estuvo compuesta por tres fases. En la primera, el objetivo principal era construir un instrumento con un número adecuado de ítems que, siguiendo el modelo bidimensional propuesto por Linares (1996), fuera capaz de evaluar dos pares de factores ortogonales denominados *Conyugalidad armoniosa* frente a *Conyugalidad disarmónica* y *Parentalidad primariamente conservada* frente a *Parentalidad primariamente deteriorada*.

Para elaborar el banco de ítems se siguieron de forma rigurosa los criterios propuestos por Martín (2004) y Martínez Arias (2005). Una vez fijado el número de ítems (80), éstos fueron presentados a un grupo de siete expertos que estaban familiarizados con el constructo objeto de estudio y se les pidió que realizaran un juicio sobre el banco de ítems indicando a qué factor pertenecerían (*Parentalidad* o *Conyugalidad*). Los ítems en los que los jueces no se ponían de acuerdo fueron eliminados. Se conservaron así 64 ítems, 16 por cada subescala.

La segunda fase del estudio consistió en realizar una primera aplicación del cuestionario formado por 64 ítems en una muestra de 302 participantes (151 parejas), realizándose un análisis factorial exploratorio se seleccionaron 25 ítems que, finalmente, son los que configuran el CERFB (Ibáñez, 2008).

La tercera fase y última del estudio tuvo como finalidad depurar y analizar la fiabilidad y validez del CERFB.

Análisis de los datos

Los resultados se analizaron con el software PASW Statistics-18. Para el análisis de la fiabilidad se utilizó el *alfa de Cronbach* y para la validez de constructo se realizó un análisis factorial exploratorio de primer orden para agrupar los ítems del cuestionario en los componentes principales (ACP) y, seguidamente, un análisis factorial de segundo orden que agrupara dichos componentes en dos factores que avalaran el modelo bidimensional de la Teoría de las Relaciones Familiares Básicas utilizando la rotación *varimax* en ambos análisis. Ante la posibilidad que un ítem obtuviese una saturación de más 0,45 en más de un componente, sería asignado a aquel cuyo coeficiente estructura fuera el más alto. Posteriormente, se analizó la fiabilidad de los factores con el objetivo de comprobar si su consistencia interna era suficientemente alta para considerarlo como un instrumento de evaluación fiable. Se utilizó un nivel de confianza del 95%.

Resultados

Estadísticos descriptivos

Los estadísticos descriptivos de media, mediana, desviación típica, asimetría y curtosis para cada ítem se muestran en la tabla 1. En ella se puede observar cómo la media más alta corresponde al ítem 20 ($M= 4,45$), perteneciente al componente de interacción positiva *Parentalidad primariamente conservada*. El ítem 22 es el que presenta la media más baja ($M= 1,68$) y satura negativamente dentro del factor *Conyugalidad*. Las variables presentan cierto grado de asimetría, siendo en general asimétrico-positivas excepto los ítems 3, 5, 8, 11, 13, 16, 17, 19, 20 y 25, pertenecientes a los componentes de interacción positiva.

Por último, aunque los índices de curtosis indican que no existe una distribución normal en todos los casos, no se ha procedido al filtrado de observaciones para evitar disminuir el grado de generalización de los resultados (Andrade, Lois y Arce, 2007).

Análisis factorial de primer orden

El primer paso que debe realizarse en todo análisis factorial es el examen de la matriz de correlaciones entre las distintas variables, puesto que si no están intercorrelacionadas es poco probable que compartan factores comunes. Para ello, existe una prueba estadística, basada en la transformación del chi-cuadrado del determinante de la matriz de correlaciones, que nos informa si esta matriz es una matriz idéntica. Asimismo, se puede evaluar la adecuación del análisis factorial mediante la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett.

El análisis de los componentes principales con los 25 ítems del cuestionario, índice KMO= 0,92 y prueba de esfericidad de Bartlett, $\chi^2= 4573,3$, $p<0,001$, demuestran una elevada significación, rechazando la hipótesis respecto a la identidad de la matriz de correlaciones. Puede decirse, según estos datos, que es pertinente realizar el análisis factorial.

El análisis de los componentes principales de los 25 ítems del cuestionario ofrece una solución factorial compuesta por tres componentes que explican el 49,9% de la varianza (tabla 2).

Tal y como se puede apreciar en la tabla 2, el primer componente correspondiente a *Conyugalidad*, de acuerdo con el constructo teórico y teniendo en cuenta los signos de las correspondientes saturaciones, podemos distinguir los dos polos correspondientes a *Conyugalidad armoniosa*, saturando positivamente (7 ítems) y el polo con saturaciones negativas correspondiente a *Conyugalidad disarmonica* (7 ítems).

El primer componente, *Conyugalidad*, explica el 26,9% de la varianza (M= 57,35; DT= 8,98), compuesto por 14 ítems y con *alfa de Cronbach* de 0,92. El segundo componente, *Parentalidad primariamente deteriorada*, explica el 13,6% de la varianza (M= 14,87 y DT= 4,44), compuesto por 7 ítems y con *alfa de Cronbach* 0,80. Por último, el tercer componente, *Parentalidad primariamente conservada*, explica 9,4% de la varianza (M= 16,80; DT= 2,36), compuesta de 4 ítems y con un *alfa de Cronbach* de 0,68.

La *Conyugalidad* es más armoniosa y menos deteriorada a mayor puntuación, siendo la mínima posible de 14 y la máxima de 70. La *Parentalidad primariamente deteriorada* aumenta a mayor puntuación, siendo la mínima de 7 y la máxima de 35. Finalmente, la *Parentalidad primariamente conservada* es más elevada a mayor puntuación, siendo la mínima de 4 y la máxima de 20.

Análisis factorial de segundo orden

Tras este primer análisis, se realizó un análisis factorial de segundo orden (índice KMO= 0,64, prueba de esfericidad de Barlett,

$\chi^2= 208,1$; $p<0,001$) con el objetivo de simplificar y clarificar la estructura derivada del primer factorial y comprobar cómo se agrupan los tres componentes extraídos. Como se puede ver en la tabla 3, este segundo análisis obtiene dos factores que explican el 83,3% de la varianza.

Tabla 1
Estadísticos descriptivos de los ítems (N= 442)

	Media	Mediana	Desviación típica	Asimetría E.T.= 0,116	Curtois E.T.= 0,23
Ítem 1	2,73	3	1,024	0,074	-0,265
Ítem 2	1,84	2	0,788	0,561	-0,246
Ítem 3	4,16	4	1,015	-1,059	0,401
Ítem 4	2,08	2	1,083	0,828	0,097
Ítem 5	4,31	4	0,868	-1,369	1,915
Ítem 6	2,05	2	0,949	0,680	0,211
Ítem 7	1,70	1	0,855	1,031	0,559
Ítem 8	3,87	4	0,858	-0,541	0,187
Ítem 9	1,92	2	0,951	0,990	0,674
Ítem 10	1,86	2	0,993	0,897	0,149
Ítem 11	4,23	4	0,807	-0,989	1,099
Ítem 12	4,08	4	0,873	-0,970	0,914
Ítem 13	4,18	4	0,824	-0,968	1,206
Ítem 14	2,06	2	0,970	0,825	0,372
Ítem 15	2,27	2	0,965	0,283	-0,597
Ítem 16	4,03	4	0,928	-0,830	0,322
Ítem 17	3,94	4	0,964	-0,819	0,374
Ítem 18	1,95	2	0,985	0,762	0,046
Ítem 19	4,04	4	0,996	-0,941	0,310
Ítem 20	4,45	5	0,733	-1,259	1,162
Ítem 21	2,27	2	0,894	0,409	-0,267
Ítem 22	1,65	1	0,813	1,100	0,889
Ítem 23	1,73	2	0,827	0,950	0,507
Ítem 24	1,91	2	0,893	0,864	0,572
Ítem 25	4,03	4	0,879	-0,935	0,864

Tabla 2
Análisis de los componentes principales con rotación varimax del CERFB

Ítems	C1	C2	C3
ÍTEM03 Mi pareja me ayuda a afrontar los problemas cotidianos	0,69		
ÍTEM06 Creo que mi pareja no me comprende	-0,61		
ÍTEM07 Mi pareja estropea las cosas con su indelicadeza	-0,67		
ÍTEM09 Mi pareja tiene más en cuenta las opiniones de los demás que las mías propias	-0,70		
ÍTEM10 Me resulta difícil disfrutar en la intimidad con mi pareja	-0,48		
ÍTEM11 Mi pareja y yo hacemos un buen equipo	0,73		
ÍTEM12 Mi pareja sabe cómo tratarme	0,80		
ÍTEM14 Mi pareja me dedica poco tiempo	-0,62		
ÍTEM16 Mi pareja me sabe escuchar	0,80		
ÍTEM17 Mi pareja se muestra muy cariñoso/a conmigo	0,67		
ÍTEM19 Mi pareja me ayuda a ser más fuerte	0,70		
ÍTEM22 Mi pareja y yo discutimos acaloradamente a diario por cualquier tema	-0,65		
ÍTEM24 Pienso que mi pareja y yo estamos en desacuerdo en la mayoría de las cosas	-0,67		
ÍTEM25 Mi pareja y yo dialogamos tranquilamente sobre cualquier cosa	0,71		
ÍTEM01 Estoy seguro/a de que mi/s hijo/s solo piensan en salirse con la suya		0,66	
ÍTEM02 Opino que mi/s hijo/s tienen defectos importantes		0,49	
ÍTEM04 Creo que mi/s hijo/s no son responsable/s		0,55	
ÍTEM15 Suelo tener que gritar a mi/s hijo/s para que me obedezcan		0,78	
ÍTEM18 Pienso que mi/s hijo/s no sabe/n cómo tratarme		0,46	
ÍTEM21 Siento que mi/s hijo/s me sacan de quicio muy a menudo		0,78	
ÍTEM23 Estoy convencido/a de que mi/s hijo/s solo atiende/n cuando se le/s amenaza con ser castigado/s		0,78	
ÍTEM05 Siento que mi/s hijo/s me corresponde/n afectivamente			0,66
ÍTEM08 Dialogo tranquilamente con mi/s hijo/s			0,65
ÍTEM13 Me gusta compartir el tiempo libre con mi/s hijo/s			0,69
ÍTEM20 Reconozco abiertamente cuando mi/s hijo/s actúan correctamente			0,58
Valor propio	6,7	3,4	2,3
Porcentaje de varianza explicada	26,9	13,6	9,4

Nota: C1, *Conyugalidad*; C2, *Parentalidad primariamente deteriorada*; C3, *Parentalidad primariamente conservada*

El primer factor recoge los componentes de primer orden de *Parentalidad primariamente deteriorada* y *Parentalidad primariamente conservada*. Este factor, que tiene un valor propio de 1,3 y explica el 42,9% de la varianza (M= 43,93; DT= 5,90), lo denominamos *Parentalidad* (11 ítems) y agrupa las dos componentes correspondientes a *Parentalidad primariamente deteriorada* y *Parentalidad primariamente conservada*, presentando una estructura bipolar y con un *alfa de Cronbach* 0,92. El segundo factor sigue siendo *Conyugalidad* (14 ítems), tiene un valor propio de 1,2 y explica el 40,4% de la varianza (M= 57,35; DT= 8,98) con un *alfa de Cronbach* 0,91. Todo ello confirma la estructura bidimensional del CERFB.

Análisis de fiabilidad

Como se puede observar en la tabla 4, en los tres componentes se obtienen coeficientes de buena consistencia interna que no mejorarían suprimiendo ninguno de los elementos, mostrando, por tanto, resultados satisfactorios.

Tabla 3
Estructura factorial de segundo orden con rotación varimax del CERFB

Componentes	F1	F2
<i>Conyugalidad</i>		0,95
<i>Parentalidad primariamente deteriorada</i>	0,94	
<i>Parentalidad primariamente conservada</i>	-0,62	0,55
Valor propio	1,3	1,2
Porcentaje de varianza explicada	42,9	40,4

Nota: F1, *Parentalidad*; F2, *Conyugalidad*

Tabla 4
Análisis de consistencia interna

	Ítems	Correlaciones Ítem-factor	Alfa si se elimina el ítem
C1 <i>Conyugalidad</i> Alfa= 0,91	ÍTEM03	0,640	0,912
	ÍTEM06	0,715	0,915
	ÍTEM07	0,617	0,913
	ÍTEM09	0,656	0,911
	ÍTEM10	0,482	0,918
	ÍTEM11	0,715	0,910
	ÍTEM12	0,782	0,907
	ÍTEM14	0,581	0,914
	ÍTEM16	0,767	0,907
	ÍTEM17	0,662	0,911
	ÍTEM19	0,658	0,911
	ÍTEM22	0,570	0,914
	ÍTEM24	0,609	0,913
	ÍTEM25	0,674	0,911
C2 <i>Parentalidad primariamente deteriorada</i> Alfa= 0,79	ÍTEM01	0,578	0,763
	ÍTEM02	0,418	0,791
	ÍTEM04	0,476	0,785
	ÍTEM15	0,590	0,761
	ÍTEM18	0,454	0,787
	ÍTEM21	0,635	0,754
C3 <i>Parentalidad primariamente conservada</i> Alfa= 0,68	ÍTEM5	0,431	0,642
	ÍTEM8	0,556	0,556
	ÍTEM13	0,453	0,627
	ÍTEM20	0,431	0,641

En cuanto al factor *Parentalidad*, hay que tener en cuenta que al aumentar su puntuación, es mayor la *Parentalidad primariamente conservada* (r= 0,774; p<0,001) y menor la *Parentalidad primariamente deteriorada* (r= -0,935; p<0,001). La puntuación mínima posible es 11 y la máxima 55.

Discusión y conclusiones

El objetivo de este trabajo ha sido el estudio de la validez factorial exploratoria, la consistencia interna y la validez de constructo del Cuestionario de Evaluación de las Relaciones Familiares Básicas, desarrollado por Ibáñez (2008). Los análisis realizados indican que el cuestionario posee buenas propiedades psicométricas.

En primer lugar, y dentro de la escala de conyugalidad, la estructura factorial nos muestra un único factor y no da como esperábamos, siguiendo la visión bidimensional del constructo teórico. Si bien es cierto que en este factor hemos podido observar que los ítems que saturan positivamente corresponden en su totalidad a la subescala de *Conyugalidad armoniosa*, mientras que los ítems que saturan negativamente corresponden a la subescala de *Conyugalidad disarmónica*. Este único factor ha presentado una elevada consistencia interna, constituyendo una escala de buena fiabilidad.

En segundo lugar, los dos factores restantes aglutinan las relaciones parento-filiales, es decir, cómo perciben y tratan los padres a sus hijos. En este caso sí se han obtenido dos factores bien diferenciados que son coherentes con el modelo bidimensional propuesto por Linares (2008). La consistencia interna de estos dos factores, *Parentalidad primariamente conservada* y *Parentalidad primariamente deteriorada*, ha sido adecuada. Además, cuando se engloban ambos en una única escala, la de *Parentalidad*, la consistencia interna que se consigue es elevada, constituyéndose una escala de buena fiabilidad.

En tercer lugar, si comparamos el análisis factorial de primer orden que agrupó los 25 ítems iniciales en tres componentes, la escala de *Conyugalidad (armoniosa y disarmónica)*, la escala de *Parentalidad primariamente deteriorada* y la escala de *Parentalidad primariamente conservada*, que explican una varianza próxima al 50%, con los resultados obtenidos por otros estudios que evalúan competencias parentales como el *Parental Bonding Instrument* (Parker, Tupling y Brown, 1979) con dos componentes (curas frente protección) que explican el 45% de la varianza, o bien la Escala de Normas y Exigencias (ENE) y la Escala de Afecto (EA), que contienen tres y dos componentes, respectivamente, que explican el 30,9% y el 42,8% de la varianza total (Bersabé et al., 2001), podemos afirmar que nuestro cuestionario presenta una adecuada validez de constructo.

En cuarto lugar, en lo que se refiere al análisis factorial de segundo orden, los dos factores hallados nos dan una visión más parsimoniosa del proceso de estudio desarrollado y muestran que el cuestionario final compuesto por 25 ítems (CERFB) posee propiedades psicométricas adecuadas, considerándose un instrumento válido para evaluar el modelo bidimensional de la Teoría de las Relaciones Familiares Básicas (Linares, 1996, 2007 y 2008).

En quinto lugar, por lo que respecta a la consistencia interna del CERFB, podemos afirmar que se trata de un cuestionario fiable, tanto en los factores de primer orden como en los de segundo, ya que posee unos coeficientes de fiabilidad elevados.

Como limitaciones somos conscientes, por un lado, en lo que se refiere a la muestra (n= 442), y aunque es más que suficiente

para el desarrollo de las primeras fases del instrumento (Martínez Arias, 2005), no hay duda de que para la validación posterior del cuestionario en el ámbito español se necesitará una muestra más representativa y estratificada, que incluya familias con pre-adolescentes (11 a 14 años), adolescentes (15-18), jóvenes adultos (19-24) y adultos (más de 25 años). De esta forma se podrán evaluar las diferencias que correspondan al momento del ciclo vital por el que atraviesa la familia. Por otro lado, en el futuro sería conveniente ampliar el tamaño de la muestra avanzando en la investigación mediante el análisis factorial confirmatorio que evalúe el ajuste del modelo, determinando con mayor precisión los puntos de corte de los diferentes componentes mediante las curvas COR. Asimismo,

se espera realizar el estudio de la validez convergente mediante el análisis de correlación entre las dimensiones de la escala y otros constructos teóricos con los que teóricamente se encuentran relacionados. Para la escala de *Conyugalidad* se correlacionará con la Escala de Ajuste Diádico (D.A.S.), validado por Pérez (1999), y para la escala de *Parentalidad* con el *Parental Bonding Instrument* (P.B.I.), adaptado por Ballús (1991).

En conclusión, el CERFB con tan solo 25 ítems, pudiéndose realizar en 10 minutos, es capaz de evaluar las relaciones de pareja y las relaciones parentales al mismo tiempo, discriminando entre parejas funcionales y disfuncionales y entre desarrollo adecuado o no de la *Parentalidad*.

Referencias

- Andrade, E.M., Lois, G., y Arce, C. (2007). Propiedades psicométricas de la versión española del Inventario de Ansiedad Competitiva CSAI-2R en deportistas. *Psicothema*, 1, 150-155.
- Ballús, C. (1991). *Adaptación del parental Bonding Instrument en población barcelonesa*. Tesis doctoral no publicada. Universidad de Barcelona, Barcelona, España.
- Bayot, A., Hernández Viadel, J.V., y de Julian, L.F. (2005). Análisis factorial exploratorio y propiedades psicométricas de la escala de competencia parental percibida. Versión para padres / madres [ECP-p]. *Relieve*, 2, 113-126.
- Bersabé, R., Fuentes, M^a J., y Motrico, E. (2001). Análisis psicométrico de dos escalas para evaluar estilos educativos parentales. *Psicothema*, 4, 678-684.
- Cáceres Carrasco, J. (1996). *Manual de Terapia de Pareja en Intervención en familias*. Colección Terapia de Conducta y Salud. Madrid: Fundación Universidad Empresa.
- Cáceres Carrasco, J. (2002). Análisis cuantitativo y cualitativo de la violencia doméstica en la pareja. *Cuadernos Medicina Psicosomática*, 60, 57-67.
- Cáceres, A., y Cáceres Carrasco, J. (2006). Violencia en relaciones íntimas en dos etapas evolutivas. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 6, 271-284.
- Carrobbles, J.A. (1989). Adaptación en población española de la Escala de Ajuste Marital de Locke-Wallace, 1959. En Cáceres Carrasco, J. (1996), *Manual de Terapia de Pareja en Intervención en familias* (pp. 105-106). Colección Terapia de Conducta y Salud. Madrid: Fundación Universidad Empresa.
- Ceberio, M.R., y Watzlawick, P. (1998). *La construcción del universo. Conceptos introductorios y reflexiones sobre epistemología, constructivismo y pensamiento sistémico*. Barcelona: Herder.
- Edelstein, G., Faus, G., Martínez, F., Menéndez, M., Paino, M., y Puig, E. (1994). *Parentalidad y Conyugalidad en las relaciones familiares básicas: validación de la escala y comparación entre población "normal" y población "patológica"*. Trabajo de investigación de final de Máster. Escuela de Terapia Familiar del Hospital de la Santa Creu i Sant Pau, Universidad Autónoma de Barcelona, Barcelona, España.
- Emanuelli, F., Ostuzzi, R., Cuzzolaro, M., Watkins, B., Lask, B., y Waller, G. (2003). Family functioning in anorexia nervosa: British and Italian mothers' perceptions. *Eating Behaviors*, 4, 27-39.
- Fuentes, M.J., Motrico, E., y Bersabé, R.M. (1999). Escala de Afecto (EA) y Escala de Normas y Exigencias (ENE): versión hijos y versión padres. Universidad de Málaga.
- Guttman, H., y Laporte, L. (2002). Family members' retrospective perceptions of intrafamilial relationships. *Contemporary Family Therapy: An International Journal*, 24, 505-521.
- Ibáñez, N. (2008). *Construcción y validación del Cuestionario de Evaluación de las Relaciones Familiares Básicas (CERFB)*. Trabajo de investigación no publicado, Universidad Ramón Llull, Barcelona, España.
- Linares, J.L. (1996). *Identidad y narrativa. La terapia familiar en la práctica clínica*. Barcelona: Paidós Terapia Familiar.
- Linares, J.L. (2001). Does history end with postmodernism? Toward an ultramodern family therapy. *Family Process*, 4, 401-412.
- Linares, J.L. (2006a). Una visión relacional de los trastornos de personalidad. En A. Roizblatt (Ed.), *Terapia familiar y de pareja* (pp. 166-178). Santiago, Chile: Mediterráneo.
- Linares, J.L. (2006b). Complex love as relational nurturing: An integrating ultramodern concept. *Family Process*, 45(1), 101-115.
- Linares, J.L. (2007). Cases that have taught me a lot. *Clinical Child Psychology and Psychiatry*, 12(3), 349-360.
- Linares, J.L. (2008). Schizophrenia and eco-resilience. *Journal of Systemic Therapies*, 27(3), 16-29.
- Martín, M.C. (2004). Diseño y validación de cuestionarios. *Matronas Profesión*, 5, 23-29.
- Martínez Arias, R. (2005). *Psicometría: teoría de los tests psicológicos y educativos*. Madrid, España: Síntesis Psicología.
- McDermott, B., Batik, M., Roberts, L., y Gibbon, P. (2002). Parent and Child report of family functioning in a clinical child and adolescent eating disorders sample. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 36(4), 509-514.
- Palacios, J. (1994). Escala de Evaluación de Estilos Educativos (4E). Universidad de Sevilla, España.
- Parker, G., Tupling, H., y Brown, L.B. (1979). A parental Bonding Instrument. *British Journal of Medical Psychology*, 52, 1-10.
- Pérez, S. (1999). *Psicoterapia de pareja: estudio longitudinal*. Tesis doctoral no publicada. Universitat Ramón Llull, Barcelona, España.
- Pick de Weiss, S., y Andrade, P. (1988). Desarrollo y validación de la escala de satisfacción marital. *Psiquiatría*, 1, 9-20.
- Polaino-Lorente, A., y Martínez Cano, P. (1995). La validez factorial de la "Family Functioning Style Scale" en una muestra de población española. *Cuadernos de Terapia Familiar*, 28, 15-29.
- Polaino-Lorente, A., y Martínez, P. (1996). *Escala de cohesión y adaptabilidad familiar (CAF)*. Traducción, adaptación y validación en población española. Instituto de Ciencias para la Familia, Universidad de Navarra, España.
- Samper, P., Cortés, M^a T., Mestre, V., Nácher, M^a J., y Tur, A.M^a. (2006). Adaptación del Child's Report of Parent Behavior Inventory a población española. *Psicothema*, 2, 263-271.
- Schweitzer, R., y Lawton, P. (1989). Drug abusers' perceptions of their parents. *British Journal of Addiction*, 84, 309-314.
- Salem, G. (1990). *Abordaje terapéutico de la familia*. Barcelona: Masson.
- Streiner, D.L., y Norman, G.L. (1995). *Health measurement scales: A practical guide to their development and use*. Nueva York: Oxford University Press.