



Universitat Autònoma de Barcelona

Facultat de Psicologia

Departament de Psicobiologia i de Metodologia de les Ciències de la Salut

**Cuestionarios de estilo educativo percibido por
niños (EMBU-C), adolescentes (EMBU-A) y
progenitores (EMBU-P): Propiedades
psicométricas en muestra clínica española**

Eva Penelo Werner

Tesis Doctoral dirigida por:

Dra. M. Carme Viladrich Segués

Dr. Josep M. Domènech Massons

Bellaterra, 2009

Este trabajo se ha realizado, en parte, gracias a las ayudas BSO2002-03850 del Ministerio de Ciencia y Tecnología (España) y SEJ2005-01786 del Ministerio de Educación y Ciencia (España).

“Loadings are our worldly window into latent space”

John R. Nesselroade

“Prediction is very difficult, especially if it's about the future”

Niels Bohr

Agraïments:

Als meus directors, la Carme i el Josep Maria. Gràcies per la vostra visió de conjunt i dedicació durant aquests anys de feina.

A la Lourdes i al seu equip de la Unitat d'Epidemiologia i Diagnòstic en Psicopatologia del Desenvolupament, en especial a la Roser. Gràcies per oferir-me l'oportunitat d'investigar aquest tema i pel suport.

A l'Eduardo. Gràcies per tots els teus consells, sempre tan útils i clarificadors.

I a totes les persones que m'heu sentit parlar de l'EMBU, perquè d'una manera o altra també m'heu ajudat.

SUMARIO

Presentación	1
1 Antecedentes.....	3
1.1 Estilo educativo y psicopatología.....	3
1.2 Instrumentos de estilo educativo previos al EMBU	4
1.3 Desarrollo de la versión de adultos (EMBU).....	7
1.4 Desarrollo de las versiones de niños (EMBU-C), adolescentes (EMBU-A) y progenitores (EMBU-P).....	11
1.5 Propiedades psicométrcas de las versiones de adultos (EMBU), niños (EMBU-C), adolescentes (EMBU-A) y progenitores (EMBU-P).....	20
1.5.1 Estructura interna	21
1.5.2 Fiabilidad de consistencia interna	26
1.5.3 Respuestas en función del sexo y la edad	27
1.5.4 Relación con otras variables pertenecientes a la misma red conceptual	30
1.6 Aportaciones metodológicas del AFC al estudio de la equivalencia de la estructura interna del cuestionario.....	33
1.6.1 Equivalencia multimuestra.....	34
1.6.2 Equivalencia entre grupos de respuestas relacionadas.....	35
1.7 Comparabilidad entre versiones	35
1.7.1 Congruencia entre versiones.....	35
1.7.2 Concordancia entre las respuestas de los hijos y las de sus progenitores..	39
2 Objetivos.....	41
2.1 Objetivo general.....	41
2.2 Objetivos específicos	41
3 Método.....	45
3.1 Participantes	45
3.2 Instrumentos	47
3.3 Procedimiento	49
3.4 Gestión de los datos y análisis estadísticos	49
4 Resultados.....	55
4.1 EMBU-C.....	55
4.2 EMBU-A	66
4.3 EMBU-P	76
4.4 Equivalencia, congruencia y concordancia entre versiones.....	92
5 Discusión	101
5.1 EMBU-C.....	101
5.2 EMBU-A	106
5.3 EMBU-P	109
5.4 Congruencia, concordancia y comparabilidad entre versiones	113
5.5 Consideraciones finales.....	115
6 Conclusiones	117
Referencias	125
Anexos	139

LISTADO DE TABLAS

Tabla 1: Cronología de diversos aspectos de los instrumentos para evaluar crianza infantil de forma estandarizada	5
Tabla 2: Características de las diversas versiones del EMBU	19
Tabla 3: Resumen de la factorización empleada en 31 trabajos revisados sobre el EMBU y/o sus versiones (por orden cronológico).....	23
Tabla 4: Alfa de Cronbach y estimación del promedio de correlaciones inter-ítem de las escalas Rechazo, Calidez Emocional y Sobreprotección/Control del EMBU y sus diversas versiones	27
Tabla 5: Prueba empleada para el estudio de la relación del sexo y la edad con las escalas del EMBU	30
Tabla 6: Índices descriptivos de los ítems del EMBU-C	55
Tabla 7: Índices de ajuste del análisis factorial confirmatorio de los modelos alternativos del EMBU-C	57
Tabla 8: Índices de ajuste del análisis de equivalencia factorial del modelo modificado del EMBU-C	59
Tabla 9: Correlación inter-ítems, fiabilidad de consistencia interna y error estándar de medida (EEM) de las escalas del EMBU-C	62
Tabla 10: Media y desviación estándar (DE) de cada escala del EMBU-C, en función del progenitor evaluado y del sexo y la edad del hijo	63
Tabla 11: Resultados del análisis de la variancia de las escalas del EMBU-C en función del progenitor evaluado y del sexo y la edad del hijo	64
Tabla 12: Correlaciones entre las escalas del EMBU-C y las preguntas de la entrevista PFR	65
Tabla 13: Asociación entre las puntuaciones del EMBU-C y las respuestas a la entrevista PFR: resultados de los análisis de regresión logística binaria, ajustada por sexo y edad del niño	65
Tabla 14: Índices descriptivos de los ítems del EMBU-A	66
Tabla 15: Índices de ajuste del análisis factorial confirmatorio de los modelos alternativos del EMBU-A	68
Tabla 16: Índices de ajuste del análisis de equivalencia factorial del modelo de 22 ítems S-EMBU-A.....	70
Tabla 17: Correlación inter-ítems, fiabilidad de consistencia interna y error estándar de medida (EEM) de las escalas del S-EMBU-A	72
Tabla 18: Media y desviación estándar (DE) de cada escala del S-EMBU-A, en función del progenitor evaluado y del sexo y la edad del hijo	74
Tabla 19: Resultados del análisis de la variancia de las escalas del S-EMBU-A en función del progenitor evaluado y del sexo y la edad del hijo	75
Tabla 20: Correlaciones entre las escalas del S-EMBU-A y las preguntas de la entrevista PFR.....	75

Tabla 21: Asociación entre las puntuaciones del S-EMBU-A y la respuesta a la entrevista PFR: resultados de los análisis de regresión logística binaria, ajustada por sexo y edad del adolescente.....	76
Tabla 22: Índices descriptivos de los ítems del EMBU-P	77
Tabla 23: Índices de ajuste del análisis factorial confirmatorio de los modelos alternativos del EMBU-P	80
Tabla 24: Índices de ajuste del análisis de equivalencia factorial del modelo de 22 ítems S-EMBU-P.....	81
Tabla 25: Índices de ajuste del análisis de equivalencia factorial del modelo de 52 ítems EMBU-P.....	83
Tabla 26: Correlación inter-ítems, fiabilidad de consistencia interna y error estándar de medida (EEM) de las escalas del S-EMBU-P y el EMBU-P	86
Tabla 27: Media, desviación estándar (DE) y error estándar de medida (EEM) de cada escala del EMBU-P, en función del progenitor que responde y del sexo y de edad del hijo.....	88
Tabla 28: Resultados del análisis de la variancia de las escalas del EMBU-P en función del progenitor que responde y del sexo y la edad del hijo.....	89
Tabla 29: Correlaciones entre las escalas del EMBU-P y las preguntas de la entrevista PFR	90
Tabla 30: Asociación entre las puntuaciones del EMBU-P y las respuestas a la entrevista PFR: resultados de los análisis de regresión logística binaria, ajustada por sexo y edad del hijo.....	91
Tabla 31: Índices de ajuste del análisis de equivalencia factorial del EMBU-A: comparación de los resultados en muestra comunitaria española y holandesa con nuestros datos en muestra clínica.....	92
Tabla 32: Coeficientes de correlación entre las escalas contestadas por los niños (EMBU-C) y por los adolescentes (S-EMBU-A) y por sus progenitores (EMBU-P y S-EMBU-P)	98
Tabla I: Parámetros del modelo de medida (cargas factoriales y unicidades) del modelo final del EMBU-C	141
Tabla II: Covariancias y variancias factoriales del modelo final del EMBU-C	142
Tabla III: Correlación ítem-total e índice de discriminación de los ítems del EMBU-C	143
Tabla IV: Parámetros del modelo de medida (cargas factoriales y unicidades) del modelo final del S-EMBU-A.....	144
Tabla V: Covariancias y variancias factoriales del modelo final del S-EMBU-A.....	144
Tabla VI: Correlación ítem-total e índice de discriminación de los ítems del S-EMBU-A ...	145
Tabla VII: Parámetros del modelo de medida (cargas factoriales y unicidades) del modelo final del S-EMBU-P.....	146
Tabla VIII: Covariancias y variancias factoriales del modelo final del S-EMBU-P.....	146

Tabla IX: Parámetros del modelo de medida (cargas factoriales y unicidades) del modelo final del EMBU-P	147
Tabla X: Covariancias y variancias factoriales del modelo final del EMBU-P	148
Tabla XI: Correlación ítem-total e índice de discriminación de los ítems del EMBU-P	149

LISTADO DE FIGURAS

Figura 1: Número de ítems por factor y relación entre los factores de las versiones del EMBU desarrolladas por Arrindell	10
Figura 2: Formas derivadas del EMBU y S-EMBU originales.....	11
Figura 3: Número de ítems por factor y relación entre los factores de la versión en castellano del EMBU-C validada en España	12
Figura 4: Número de ítems por factor y relación entre los factores de las versiones en holandés del EMBU-C validadas en Holanda	13
Figura 5: Número de ítems por factor y relación entre los factores de la versión en castellano del EMBU-C validada en México (izquierda) y de la versión en portugués del EMBU-C validada en Portugal (derecha)	13
Figura 6: Número de ítems por factor y relación entre los factores de las diversas versiones del EMBU-P	15
Figura 7: Número de ítems por factor y relación entre los factores de las primeras versiones del EMBU-A	17
Figura 8: Número de ítems por factor y relación entre los factores de las diversas versiones en castellano del EMBU-A evaluadas por Aluja et al. (2006a) en España	18
Figura 9: Número de ítems por factor y relación entre los factores de la versión de niños validada en castellano del EMBU-C (modelo A) y de los posibles modelos propuestos en holandés (modelos B, C y D)	37
Figura 10: Número de ítems por factor y relación entre los factores de las versiones de adolescentes validadas en castellano	37
Figura 11: Número de ítems por factor y relación entre los factores de la versión de progenitores validada en castellano y de los posibles modelos que proponemos	38
Figura 12: Esquema de la composición de la muestra de niños, adolescentes y progenitores que han participado en la investigación.....	46
Figura 13: Gráficos de caja de los ítems del EMBU-C	56
Figura 14: Parámetros estimados (cargas factoriales estandarizadas y correlaciones entre factores) del modelo final del EMBU-C	60
Figura 15: Gráficos de caja de los ítems del EMBU-A	69
Figura 16: Parámetros estimados (cargas factoriales estandarizadas y correlaciones entre factores) del modelo final del S-EMBU-A	71
Figura 17: Gráficos de caja de los ítems del EMBU-P	79

Figura 18: Parámetros estimados (cargas factoriales estandarizadas y correlaciones entre factores) del modelo final del S-EMBU-P	82
Figura 19: Parámetros estimados (cargas factoriales estandarizadas y correlaciones entre factores) del modelo final del EMBU-P	84
Figura 20: Cargas factoriales estandarizadas de los modelos totalmente restringido (izquierda) y parcialmente restringido (derecha) de las respuestas sobre el padre y la madre (entre paréntesis) del EMBU-A en la muestra clínica española, reproduciendo la estructura factorial en la muestra comunitaria holandesa	93
Figura 21: Coeficientes de congruencia de Tucker (en valor absoluto) del EMBU-A al comparar nuestros datos con Aluja et al. (2006a)	94
Figura 22: Coeficientes Kappa de Cohen del EMBU-A al comparar nuestros datos con diversas soluciones	95
Figura 23: Coeficientes de congruencia de Tucker (en valor absoluto) del EMBU-P al comparar nuestros datos con Aluja et al. (2006a)	96
Figura 24: Coeficientes Kappa de Cohen del EMBU-P al comparar nuestros datos con diversas soluciones	97
Figura 25: Representación gráfica de la diferencia y del promedio de las puntuaciones de las escalas del S-EMBU-A contestado por los adolescentes y del S-EMBU-P contestado por sus progenitores	99
Figura I: Configuración del modelo para evaluar equivalencia entre grupos de respuestas relacionadas	139
Figura II: Configuración del modelo para evaluar equivalencia multimuestra	140

LISTADO DE ANEXOS

Anexo A: Ejemplo de la configuración de uno de los modelos de estructura interna del cuestionario EMBU-C y del cuestionario EMBU-A evaluado mediante análisis factorial confirmatorio.....	139
Anexo B: Ejemplo de la configuración de uno de los modelos del cuestionario EMBU-P evaluado mediante análisis factorial confirmatorio multimuestra.....	140
Anexo C: Parámetros del modelo final de 34 ítems y 3 factores del EMBU-C.....	141
Anexo D: Análisis de los ítems del EMBU-C con índices clásicos de discriminación	143
Anexo E: Parámetros del modelo final de 22 ítems y 3 factores del S-EMBU-A.....	144
Anexo F: Análisis de los ítems del S-EMBU-A con índices clásicos de discriminación	145
Anexo G: Parámetros del modelo final de 22 ítems y 3 factores del S-EMBU-P	146
Anexo H: Parámetros del modelo final de 52 ítems y 4 factores del EMBU-P	147
Anexo I: Análisis de los ítems del EMBU-P con índices clásicos de discriminación	149

PRESENTACIÓN

La presente tesis doctoral tiene como objetivo evaluar las propiedades psicométricas de las versiones en castellano del EMBU para niños (EMBU-C), adolescentes (EMBU-A) y progenitores (EMBU-P) en una muestra clínica española. Estudiar el comportamiento psicométrico de las tres versiones en una muestra clínica es importante por dos motivos. En primer lugar, porque estos cuestionarios se utilizan en el ámbito clínico para disponer de medidas estandarizadas del estilo educativo familiar, un reconocido factor de riesgo del desarrollo de psicopatología. Y en segundo lugar, porque es necesario documentar las propiedades psicométricas de los cuestionarios en el ámbito concreto en el cual se aplican. La tesis también aporta una propuesta para mejorar la comparabilidad de las puntuaciones obtenidas con las tres versiones del EMBU.

Los resultados de este trabajo aportan indicadores de la validez y fiabilidad de las versiones del cuestionario que son de interés tanto en la investigación como en la práctica clínica.

El capítulo uno de este trabajo es básicamente teórico y puede dividirse en dos partes. En primer lugar, se describen los instrumentos para medir estilo educativo que constituyen los antecedentes más directos del EMBU y se realiza un diagnóstico exhaustivo de las diferentes variantes del EMBU publicadas hasta la actualidad. En segundo lugar, se presentan las dificultades de comparar los resultados que se obtiene con los diversos formatos del cuestionario.

Los restantes capítulos constituyen la parte empírica del estudio. En el capítulo dos se plantean los objetivos. En el capítulo tres se describen los participantes, los instrumentos utilizados, el procedimiento seguido para la obtención de los datos y el tratamiento estadístico de los mismos.

El capítulo cuatro presenta los resultados obtenidos y se estructura en cuatro secciones. Las tres primeras corresponden a los resultados de cada una de las versiones consideradas por separado; se aplica una metodología de análisis de datos, que incluye el análisis factorial confirmatorio, de manera sistemática a las tres versiones del cuestionario. La cuarta sección aborda el estudio de las tres versiones de forma conjunta y en ella se propone una vía para hacer más comparables los resultados de las diferentes versiones, resultado que puede ser más útil en el ámbito de la investigación aplicada.

En el capítulo cinco se discuten los principales resultados obtenidos a la luz de los estudios revisados en la literatura. También se señalan las implicaciones clínicas que pueden derivarse, las limitaciones del estudio y las posibles líneas de investigación futura.

Finalmente, en el capítulo seis, se resumen las principales conclusiones que se pueden extraer del trabajo realizado.

Por último, en los anexos se incluye información adicional, que sirve para complementar aspectos que se exponen en el texto, relativos a los resultados y a los análisis estadísticos llevados a cabo.

1 ANTECEDENTES

Este primer capítulo contiene la revisión bibliográfica llevada a cabo. No obstante, al final de la mayoría de apartados, se mencionan los objetivos de nuestra investigación directamente relacionados con los aspectos revisados, con la finalidad de integrarlos al hilo de los antecedentes expuestos. Sin embargo, en el segundo capítulo se explicitan formalmente todos los objetivos de este trabajo.

1.1 ESTILO EDUCATIVO Y PSICOPATOLOGÍA

Son numerosos los aspectos que pueden influir en el comportamiento de los progenitores hacia sus hijos, afectando a la crianza infantil: las características de personalidad del padre y/o la madre, la presencia de psicopatología, el nivel educativo, las dificultades económicas, la inestabilidad familiar, etc. También determinadas actitudes paternas disfuncionales pueden influir negativamente en los hijos. Por ejemplo, Freud (tal como se cita en Perris, 1988) ya planteó hace aproximadamente un siglo que mimar de forma exagerada al hijo puede derivar en una conducta desadaptada, al convertirlo en alguien demasiado dependiente. Por otro lado, la ausencia de los padres, por pérdida o separación conyugal, puede tener un efecto negativo en los hijos. Esta privación durante la infancia puede darse tanto por una separación física real (de uno o ambos progenitores), como por la ausencia de una relación emocional previa a la adolescencia debida a determinados estilos educativos de los progenitores (Jacobson, Fasman y DiMascio, 1975). Este tipo de carencias durante la infancia constituyen un aspecto frecuente en diversos trastornos y su presencia es habitual en la psicopatología en adultos. La sobreprotección, intrusismo o excesivo consentimiento por parte de los padres hacia sus hijos podrían tener consecuencias tan nocivas como la falta de cariño (Perris, 1988).

La relación entre la crianza recibida y la psicopatología ha sido estudiada de forma extensa. En general se considera que determinados patrones educativos son factores de riesgo de trastornos específicos, influyendo en su inicio o mantenimiento, aunque es difícil probar una relación causal (Castro, 2005). Perris (1988) ha propuesto un modelo teórico multifactorial que explicaría el mecanismo por el cual una crianza disfuncional se traduce en la aparición de trastornos psiquiátricos. El efecto no se debería a una variable aislada, ni al efecto aditivo de varios factores, sino a la interacción de variables culturales, biológicas, sociales y psicológicas en el desarrollo de la susceptibilidad individual a manifestaciones psicopatológicas. Además, esta interacción entre entorno y vulnerabilidad individual no sería estática, sino que se trataría de un proceso dinámico, cuyo efecto podría darse al cabo de mucho tiempo. Por ejemplo, una crianza disfuncional puede llevar a una distorsión cognitiva, que si coincide con determinados acontecimientos vitales podría precipitar un episodio de depresión. El autor también generaliza este mecanismo a otros trastornos y anota el papel determinante que parece

tener la variable de personalidad locus de control. Estudios en muestra comunitaria también apoyan la relación propuesta por el modelo de Perris (1988) entre la crianza recibida y el desarrollo de creencias o actitudes disfuncionales (Andersson y Perris, 2000; Perris, 1994). Otros estudios han establecido relaciones entre algunos de los elementos presentes en el modelo teórico, aunque no hacen alusión explícita al mismo. Por ejemplo, se han hallado evidencias del posible efecto mediador de variables de personalidad en la relación entre estilo de crianza y depresión (Enns, Cox y Larsen, 2000) o un efecto directo entre determinados patrones educativos y características de personalidad (Kitamura et al., en prensa; Lung, Huang, Shu y Lee, 2004; Zhang, Ling y Zhou, 2008).

También se han hallado evidencias de una posible transmisión intergeneracional del estilo educativo, observándose una similitud en las conductas de crianza entre los progenitores y sus descendientes (Lundberg, Perris, Schlette y Adolfsson, 2000).

Tanto la relación entre crianza y vulnerabilidad como la reproducción de patrones entre generaciones tienen una enorme implicación terapéutica. Por un lado se puede actuar en el momento presente, corrigiendo conductas no recomendables. Y por otro lado y más a largo plazo, la modificación de la crianza que se da a un hijo puede prevenir que éste repita dichos comportamientos en la siguiente generación, cuando actúe como progenitor de sus propios hijos. De ello se deriva el interés por el estudio de los estilos educativos de los progenitores y la necesidad de evaluar el tipo de crianza recibida durante la infancia de forma estandarizada. De hecho, la importancia de la relación entre el estilo educativo y la psicopatología se refleja en la evaluación psicológica habitual, en la cual la información sobre la historia familiar suele verse normalmente como un componente esencial de dicha evaluación.

1.2 INSTRUMENTOS DE ESTILO EDUCATIVO PREVIOS AL EMBU

Los intentos de obtener una medida estandarizada de los estilos educativos han cristalizado en el diseño de diversos instrumentos, obtenidos empíricamente tras someter los datos a análisis factorial. La mayoría de autores coinciden en que la percepción de la conducta de crianza recibida puede estar formada por dos o tres factores, algunos de ellos correlacionados entre sí. Es decir, la mayoría de instrumentos se han desarrollado de forma inductiva, a partir de las observaciones, y no de forma deductiva, a partir de un modelo teórico. A continuación se muestra un repaso cronológico de la evolución de diversos aspectos implicados en la medición de la crianza infantil, como son las técnicas usadas, los informantes, el formato de respuesta, el número de ítems y los factores obtenidos. Puede verse un resumen en la Tabla 1. Posponemos el tema de las técnicas de factorización empleadas al apartado 1.5.1, que dedicaremos específicamente a este aspecto.

Tabla 1: Cronología de diversos aspectos de los instrumentos para evaluar crianza infantil de forma estandarizada

Instrumento	año	informante	conducta evaluada	nº ítems	ítems diferentes	formato respuesta (escala Likert)	nº F	Etiqueta de los factores
<i>Fels</i>	1945	observador externo	madre	30 escalas visuales	-		3	democracia en el hogar aceptación del niño indulgencia
PARI	1958	madre	madre	115	-	4	3	autoritarismo-control hostilidad-rechazo actitudes democráticas
PCR	1963	hijo	padre madre	130	11	5	3	amor-rechazo despreocupación-exigencia sobreatención
CRPBI	1965	hijo	padre madre	260/90	0	3	3	aceptación vs. rechazo autonomía vs. control control firme vs. laxo
PBI	1979	hijo	padre madre	25	0	4	2	afecto sobrepotección
	2000 2005	hijo	padre madre	25	0	4	3	afecto protección autoritarismo
EMBU	desde 1983	hijo	padre madre	81	0	4	3 ó 4	rechazo calidez emocional sobrepotección (favoritismo)

Aunque Stogdill (1936) cita un estudio de Laws de 1927 como el primer intento sistemático de medir las actitudes de las madres hacia sus hijos, podríamos situar el inicio de los instrumentos estandarizados para la medición del estilo educativo en las 30 escalas de la *Fels Parent-Behavior Rating Scales* de Champney (1941). En estas escalas, un observador externo evalúa la conducta de la madre hacia el niño en su hogar mediante escalas visuales. Al analizar la *Fels*, Baldwin, Kalhorn y Breese (1945) observaron tres “aspectos más profundos” correlacionados positivamente: democracia en el hogar, aceptación del hijo e indulgencia.

Por su parte, con el *Parental Attitude Research Instrument* (PARI) de Schaefer y Bell (1958), compuesto por 115 ítems, Zuckerman, Ribback, Monashkin y Norton (1958) obtuvieron una estructura de tres factores: autoritarismo-control, hostilidad-rechazo y actitudes democráticas.

El *Parent-Child Relations Questionnaire* (PCR) de Roe y Siegelman (1963) incluye elementos de extensas entrevistas no-estructuradas realizadas a madres (Sears, Maccoby y Levin, 1957). La versión inicial del PCR incluía diez grupos de ítems, seis de ellos basados en el modelo teórico de Roe (1957), concebido como un continuo circular de seis categorías que, de forma adyacente, son las siguientes: amor, protección,

exigencia, rechazo, negligencia y despreocupación. Anteriormente, ya había sido usado en adolescentes y adultos, que contestaban sobre su infancia, y se hallaron tres factores, comunes a ambos progenitores: amor-rechazo, despreocupación-exigencia y sobreatención. La novedad de este instrumento es que es el niño quien responde sobre la percepción del estilo educativo recibido por sus progenitores, por separado para el padre y para la madre y refiriéndose a conductas concretas más que a actitudes. Para la versión de niños se modificó ligeramente la redacción e inicialmente se usaron los mismos ítems para responder sobre el padre y la madre, aunque las versiones definitivas diferían en 11 de los 130 ítems.

El *Children's Reports of Parental Behavior Inventory* (CRPBI) de Schaefer (1965) también es trifactorial, tanto cuando responden niños como adultos y sobre ambos progenitores: aceptación vs. rechazo, autonomía psicológica vs. control psicológico y control firme vs. control laxo. Esta estructura se confirma en diversos estudios (Cross, 1969; Goldin, 1969; Renson, Schaefer y Levy, 1968) y en la versión abreviada de Raskin (1971), que sólo incluye 90 de los 260 ítems iniciales. Ambas versiones, sobre el padre y sobre la madre, están formadas por los mismos ítems.

Excepcionalmente, el *Parental Bonding Instrument* (PBI) de Parker, Tupling y Brown (1979), de 25 ítems, consta de dos factores, tanto cuando el niño responde sobre la conducta de la madre como la del padre: afecto y sobreprotección. Sin embargo, trabajos más recientes (Cox, Enns y Clara, 2000; Heider et al., 2005; Livianos-Aldana y Rojo-Moreno, 2003) han confirmado el desdoblamiento de la dimensión sobreprotección en dos factores: protección y autoritarismo. Por su parte, Livianos-Aldana y Rojo-Moreno (2003) relacionan los diversos trabajos que, desde 1989, han confirmado un mejor ajuste del modelo de tres factores, frente al modelo bifactorial del PBI de Parker.

Por último, el *Egna Minnen Beträffande Uppfostran* (EMBU) de Perris, Jacobsson, Lindström, Von Knorring y Perris (1980), a cuyo desarrollo pretende contribuir este trabajo, será descrito ampliamente más adelante. Como veremos en los siguientes apartados, actualmente existe una versión de adultos, que evalúa el estilo educativo de ambos progenitores de forma retrospectiva, y además existen tres versiones para evaluar el estilo educativo percibido por niños y adolescentes y por sus progenitores en el momento presente.

Asimismo, la existencia de dos o tres dimensiones se ha observado en estudios llevados a cabo mediante otras técnicas. Ya Shaefer (1959) analizó varios grupos de datos sobre conducta maternal, obtenidos mediante entrevistas a madres, identificando dos grandes dimensiones independientes: amor vs. hostilidad y autonomía vs. control. Por su parte, Becker y Krug (1964) administraron una nueva entrevista a los progenitores de diversas familias, basándose en las preguntas de la entrevista de Sears et al. (1957) y en las escalas de la *Fels* (Baldwin et al., 1945) y hallaron que las dos dimensiones más importantes eran calidez-sentimientos negativos y tolerancia-severidad. También hay trabajos más recientes que apoyan una estructura de tres dimensiones. Ownby y Murray (1982) analizaron entrevistas no-estructuradas, y

hallaron las dimensiones de control, afecto e implicación activa. Y Michaels, Messé y Stollak (1983) evaluaron una situación de interacción padre-niño mediante sesiones de juego estructurado, identificando también tres dimensiones: amor, castigo y exigencia.

Es destacable el esfuerzo de Roe y Siegelman (1963) por comparar los factores obtenidos en su trabajo con los hallados en estudios previos. Como se ha podido ver, en bastantes casos las etiquetas asignadas a los factores coinciden o son muy similares. Pero esta aparente equivalencia no implica que las dimensiones hayan sido conceptualizadas de la misma forma, lo cual dificulta las comparaciones. Si no se tiene en cuenta este aspecto las generalizaciones que podrían realizarse resultarían, cuando menos, dudosas (Perris, 1988). No obstante, los trabajos de las últimas cinco décadas parecen coincidir en identificar, al menos, dos grandes dimensiones bipolares: afecto/aceptación-hostilidad/rechazo y control-permisividad. El aspecto importante para determinar la influencia del estilo educativo de los padres en sus hijos sería la combinación de estas dos características (Castro, 2005).

La mayoría de los cuestionarios que hemos citado quizás pueden verse como superados, aunque han introducido mejoras paulatinas. Dos de los que siguen en uso actualmente son el PBI (Parker et al., 1979) y el EMBU (Perris et al., 1980). En relación a este último, el EMBU es uno de los cuestionarios más completos para medir estilo educativo, según Liotti, tal como se cita en Castro (1993). A continuación discutiremos ampliamente su desarrollo, así como los factores propuestos y las relaciones entre ellos, tratando por separado cada una de las cuatro versiones de este instrumento.

1.3 DESARROLLO DE LA VERSIÓN DE ADULTOS (EMBU)

El EMBU es un cuestionario de autoinforme que, originalmente, evalúa los recuerdos del adulto sobre la crianza recibida durante la infancia. Fue construido en Suecia por Perris et al. (1980), a partir del trabajo de Raskin (1971) y de la experiencia clínica y entrevistas semiestructuradas con pacientes depresivos de Jacobson et al. (1975) para detectar sucesos ocurridos durante la infancia que se podían considerar como privación. Esta primera versión de Perris et al. (1980) consta de 81 ítems, pertenecientes a 15 subescalas, una de ellas etiquetada como inespecífica. Diez de estas 15 subescalas corresponden a las cualidades de la crianza definidas por Jacobson et al. (1975): abuso, privación, castigo, degradación verbal, rechazo, favoritismo hacia los hermanos, sobreprotección, intrusismo, tolerancia y afecto. Las cuatro restantes provienen de estudios previos: favoritismo de la persona sobre sus hermanos, orientación a los resultados, chantaje emocional (hacer sentir culpable) y estimulación. Los autores decidieron que una única versión final sirviera para contestar sobre ambos progenitores, al igual que la versión abreviada del CRPBI (Raskin, 1971) y a diferencia del PCR (Roe y Siegelman, 1963), que, tal como hemos dicho, disponía de formas separadas y ligeramente diferentes para cada progenitor. Se comprobó *a posteriori* que la persona que responde es capaz de diferenciar la crianza recibida del

padre de la recibida de la madre (Perris et al., 1980). Según los autores, en la mitad de los ítems las respuestas sobre ambos progenitores fueron similares, mientras que en el resto de ítems se hallaron diferencias significativas: los padres obtuvieron puntuaciones más altas que las madres en ítems referentes a conducta estricta, castigo y baja implicación, y puntuaciones menores en ítems sobre implicación y afecto. En cambio, al analizar las puntuaciones por subescalas, la mayoría de las puntuaciones sobre la conducta de la madre fueron superiores a las puntuaciones sobre la conducta de los padres, especialmente en las subescalas de sobreprotección, intrusismo, afecto y chantaje emocional.

En el análisis en componentes principales con rotación ortogonal de los 81 ítems se obtuvieron 24 y 23 factores con valor propio mayor a 1 (para las respuestas sobre el padre y la madre, respectivamente), aunque los autores no publicaron estos datos. Los 10 primeros factores parecen corresponderse con 10 de las 15 subescalas previstas. Por su parte, el análisis de las puntuaciones correspondientes a las 15 subescalas mostró tres y cuatro componentes (respuestas sobre padres y madres, respectivamente). La diferencia principal fue que en los datos sobre las madres la subescala sobreprotección constituía un factor aislado, mientras que en las respuestas sobre el padre se agrupó con otras subescalas. De este primer estudio de la estructura subyacente a los ítems del EMBU (Perris et al., 1980) podemos mencionar que, aunque no se confirmaron totalmente las 15 subescalas previstas, sí se halló similitud entre la estructura de las respuestas sobre el padre y sobre la madre.

Seguidamente el EMBU fue adaptado al inglés (Ross, Campbell y Clayer, 1982), obteniéndose una solución de 14 componentes, que según los autores se correspondían con las 14 subescalas previstas, puesto que obviaron la subescala "inespecífica". Pero algunos ítems no se comportaron según lo esperado: pesaban en un factor diferente al hipotetizado por contenido, pesaban en más de un factor o no pesaban con magnitud suficiente en ninguno (se trataría de nueve ítems superfluos según los autores). Por ello, los resultados publicados contenían sólo 72 ítems diferentes, ocho de ellos con cargas destacables en más de un factor. El análisis de las 14 subescalas, sin incluir la inespecífica, agrupó las mismas en dos y tres componentes (respuestas sobre padres y madres, respectivamente). Posteriormente, los autores repitieron el análisis de los 81 ítems, esta vez con rotación oblicua (Ross, Clayer y Campbell, 1983). Obtuvieron 11 y 8 componentes con valor propio mayor a 1 (padres y madres, respectivamente), algunos de ellos formados sólo por un ítem, y únicamente seis coincidieron para las respuestas sobre ambos progenitores.

Los trabajos sobre el EMBU mencionados hasta el momento (Perris et al., 1980; Ross et al., 1982, 1983) son previos a la aparición del EMBU en su formato actual. Por ello, únicamente se han repasado algunos aspectos generales, como antecedentes de los estudios siguientes que se detallan a continuación.

Arrindell, Emmelkamp, Brillman y Monsma (1983) adaptaron el EMBU al holandés, identificando una estructura de cuatro componentes de primer orden: Rechazo, Calidez

Emocional, Sobreprotección y Favoritismo. La escala de Rechazo se caracteriza por elementos de hostilidad física y verbal, conductas abusivas y punitivas, degradación, menosprecio, agresión, crítica, avergonzar mediante burlas, indiferencia hacia las opiniones, negligencia y rechazo en favor de otros hermanos. La escala de Calidez Emocional se compone de aspectos físicos (besos, abrazos) y verbales (cumplidos) de aceptación y estimulación por parte de los progenitores, confianza, apoyo sin intrusismo y tener en cuenta el punto de vista y las opiniones del niño. La escala de Sobreprotección describe el intento de los progenitores por controlar la conducta del hijo, excesiva preocupación por su seguridad y todo lo que realiza, imposición y obediencia de normas estrictas, altas expectativas de logro en tareas que realiza el niño, chantaje emocional y sobreprotección. La escala de Favoritismo evalúa el trato más favorable y privilegiado de los progenitores hacia el hijo que responde en comparación con la conducta hacia los hermanos. Cabe decir que sólo 64 de los 81 ítems contribuyen al cálculo de las puntuaciones por escalas. Los tres primeros factores se replican al adaptar el cuestionario en numerosos países e idiomas, y el cuarto parece ser específico de algunos como, por ejemplo, Holanda (Arrindell, Perris, Eisemann et al., 1986; Arrindell et al., 1988, 1992, 1994; Arrindell y Van der Ende, 1988) y Japón (Someya et al., 1999). La estructura se mantiene constante tanto en población sana como en personas con trastornos como fobia (Arrindell et al., 1983; Arrindell y Van der Ende, 1984), depresión (Arrindell, Perris, Perris et al., 1986) o pacientes psiquiátricos institucionalizados (Arrindell et al., 1989). La puntuación de la escala de Rechazo correlaciona positivamente con la de Sobreprotección y de forma negativa con la de Calidez Emocional, mientras que la correlación entre Calidez Emocional y Sobreprotección es prácticamente nula. En todos los países estudiados se observan dos factores de segundo orden al factorizar las puntuaciones de las escalas, aunque los factores de primer orden habían sido obtenidos mediante rotación ortogonal: afecto (aceptación-rechazo) y control/protección (Arrindell et al., 1994). No se ha hallado relación entre ninguna de las escalas y el sexo de la persona que responde. Las diferencias entre escalas en función del progenitor confirmaron los estereotipos culturales (madre menor Rechazo y mayores Calidez Emocional y Sobreprotección que el padre), pero la magnitud de estas diferencias fue muy pequeña.

Los numerosos trabajos de Arrindell y colaboradores a lo largo de casi diez años, que se resumen en Arrindell et al. (1994), confirmaron la misma estructura del EMBU en 14 países diferentes, con dos excepciones. En la versión china fueron eliminados dos ítems y en la versión japonesa un ítem también fue eliminado y otro fue recodificado. Posteriormente, Someya et al. (1999) presentaron una nueva versión del EMBU japonés, que constaba de algunos ítems diferentes, aunque el total era de 64 ítems y los mismos cuatro factores.

Dada la excesiva longitud del test, se desarrolló en inglés una forma corta de 27 ítems (Winefield, Goldney, Tiggemann y Winefield, 1989) y posteriormente otra versión de 22 ítems; ambos constan de tres escalas: Rechazo, Calidez Emocional y Sobreprotección. Ésta última versión conforma el *short* EMBU, en adelante S-EMBU, validado en numerosos países e idiomas (Arrindell et al., 1999, 2001, 2005; Canavarró, 1996). La

selección de los ítems del S-EMBU se basó en los criterios siguientes. En cuanto a estructura interna, se seleccionaron aquellos ítems que pesaran alto en el factor y de manera constante en todas las adaptaciones de las cuales se disponía de datos. Respecto a la fiabilidad, se tuvo en cuenta que no hubiera una pérdida considerable de consistencia interna al reducir cada escala. Por otra parte, se tuvo en cuenta la relevancia del contenido de los ítems para cada dominio específico.

En la Figura 1 se muestra, de forma esquemática, la composición de la versión original de adultos (EMBU) y de la versión corta de adultos (S-EMBU). Cada factor está representado por una elipse, la cual también incluye (entre paréntesis) el número de ítems que miden dicho factor. Además, las flechas dobles indican el signo de la correlación hallada entre dichos factores.

Así pues, el cuestionario S-EMBU es la versión más elaborada, y con mejores propiedades psicométricas, incluida la factibilidad. Sin embargo resulta todavía susceptible de una crítica importante, dado que la evaluación de información retrospectiva tiene el inconveniente que los participantes proyectan su propia personalidad en sus progenitores, y esto se añade al problema derivado de otras distorsiones, que sean conscientes o no, afectan el recuerdo (Ross et al., 1982). Este punto presenta sus controversias, según algunos autores (por ejemplo, Halverson, 1988), al considerar que los datos que se basan en la memoria del participante generalmente son reconstrucciones más que hechos verídicos. Por el contrario, diversos estudios muestran que el recuerdo de las conductas de crianza de los padres es estable independientemente de cambios en el estado mental (Perris, 1988) o cambios en el nivel de ansiedad, depresión u hostilidad (Gerlsma, Kramer, Scholing y Emmelkamp, 1994). Precisamente estos puntos discutibles fueron los que propiciaron el desarrollo de las nuevas versiones del cuestionario EMBU, que explicamos a continuación.

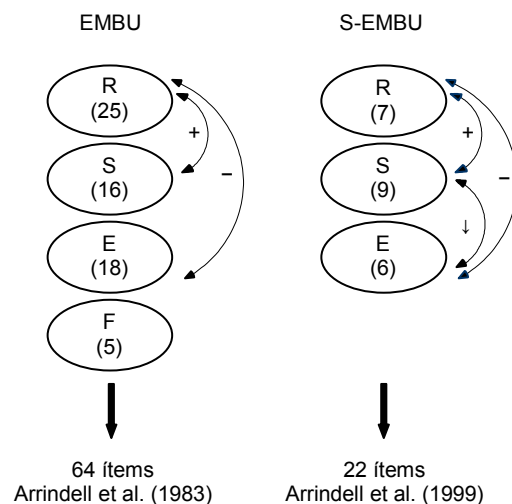


Figura 1: Número de ítems por factor y relación entre los factores de las versiones del EMBU desarrolladas por Arrindell (R: Rechazo; S: Sobreprotección; E: Calidez Emocional; F: Favoritismo)

1.4 DESARROLLO DE LAS VERSIONES DE NIÑOS (EMBU-C), ADOLESCENTES (EMBU-A) Y PROGENITORES (EMBU-P)

Con la finalidad de obtener información actual relevante para la psicopatología, Castro, Toro, Arrindell, Van der Ende y Puig (1990) desarrollaron tres nuevas formas, preguntando a niños (EMBU-C) y adolescentes (EMBU-A) sobre su percepción del estilo educativo recibido por sus progenitores en la actualidad y preguntando a los progenitores (EMBU-P) sobre su estilo educativo hacia sus hijos, también en el momento presente (Figura 2). Los 64 ítems que intervienen en el cálculo de las puntuaciones por escalas del EMBU original de adultos fueron modificados en dos sentidos: tiempo verbal e informante, pero manteniendo la misma estructura y similar sentido de los contenidos, modificándose únicamente la redacción de los ítems para adecuarla a la situación y edad del destinatario.

La estructura factorial de cada una de las tres nuevas formas obtenidas en muestra comunitaria se comparó con la estructura obtenida con la versión de 64 ítems del EMBU de adultos (Arrindell et al., 1983; Arrindell y van der Ende, 1984). Únicamente la versión de adolescentes (EMBU-A) mostró unos coeficientes de congruencia aceptables para los factores de Rechazo, Calidez Emocional y Sobreprotección. Por ello, Castro et al. (1990) se plantearon la necesidad de abordar el estudio de las versiones de niños y de progenitores de forma más exploratoria, partiendo nuevamente del conjunto inicial de 81 ítems del EMBU. El desarrollo de ambas versiones se llevó a cabo de forma separada. Siguiendo el orden cronológico de los correspondientes estudios, presentamos primero los resultados relativos a la versión de niños (EMBU-C) y posteriormente los resultados sobre la versión de progenitores (EMBU-P). Finalmente retomaremos algunos aspectos de la versión de adolescentes (EMBU-A).

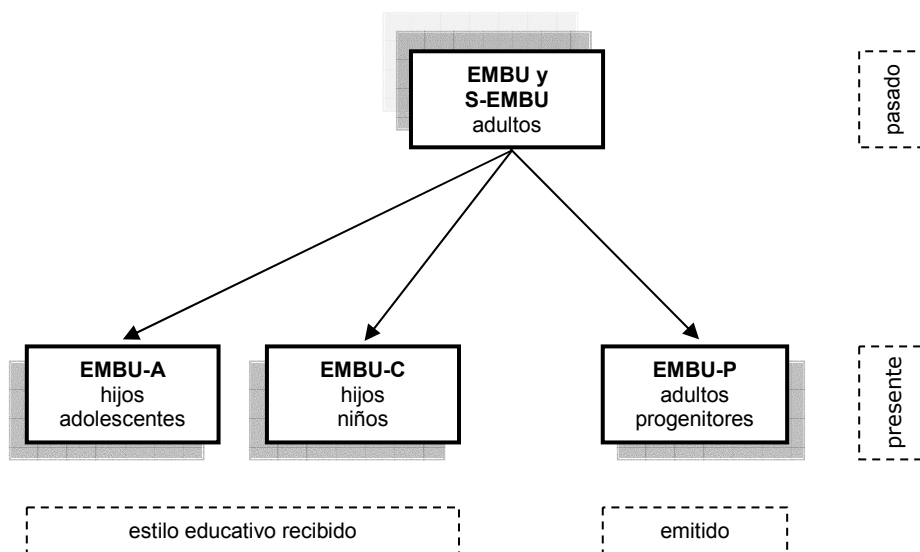


Figura 2: Formas derivadas del EMBU y S-EMBU originales

La versión validada en muestra comunitaria española del EMBU-C (Castro, Toro, Van der Ende y Arrindell, 1993) consta de 41 ítems: 11 de Rechazo, 15 de Calidez Emocional, 10 de intento de Control (nueva etiqueta que asignaron los autores al factor de Sobreprotección del original) y 5 de Favoritismo. A diferencia de la versión de adultos, como se ha expuesto anteriormente, las puntuaciones de las escalas de Calidez Emocional y Control presentan correlaciones no nulas (0.40 padres y 0.31 madres). El resto de correlaciones entre puntuaciones por escalas coinciden con el EMBU original, aunque las magnitudes son ligeramente inferiores a los valores hallados con el EMBU de adultos (Arrindell et al., 1983): correlación positiva entre Rechazo y Control (0.20 para las respuestas sobre ambos progenitores) y negativa entre Rechazo y Calidez Emocional (-0.23 padres y -0.32 madres) (Figura 3). Según los autores, una posible explicación de estas diferencias entre niños y adultos se debería a que los niños, especialmente los más pequeños, aún no poseerían los esquemas adecuados para asimilar adecuadamente su experiencia de crianza.

Posteriormente se han llevado a cabo diversas adaptaciones del EMBU-C en Holanda, que incorporan cambios respecto a la versión de Castro (Figura 4). Asimismo, el EMBU-C también ha sido ligeramente modificado en sendos trabajos en México y Portugal (Figura 5). A continuación exponemos los cambios más relevantes introducidos en la composición de los ítems del cuestionario para niños, que permiten observar que ninguna de las diversas versiones es directamente comparable.

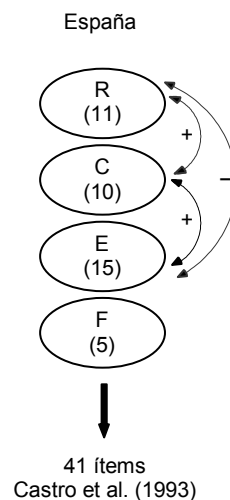


Figura 3: Número de ítems por factor y relación entre los factores de la versión en castellano del EMBU-C validada en España (R: Rechazo; C: Control; E: Calidez Emocional; F: Favoritismo)

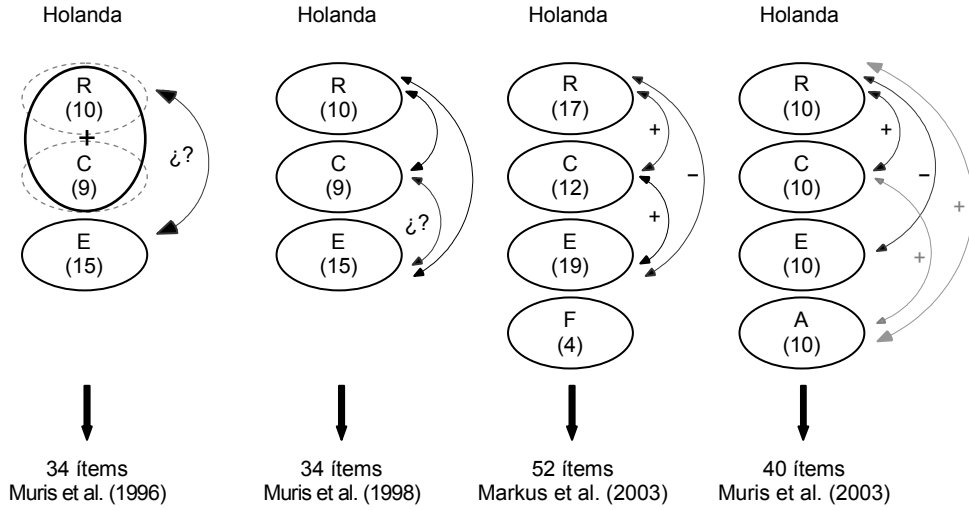


Figura 4: Número de ítems por factor y relación entre los factores de las versiones en holandés del EMBU-C validadas en Holanda (R: Rechazo; C: Control; E: Calidez Emocional; F: Favoritismo; A: Ansiedad)

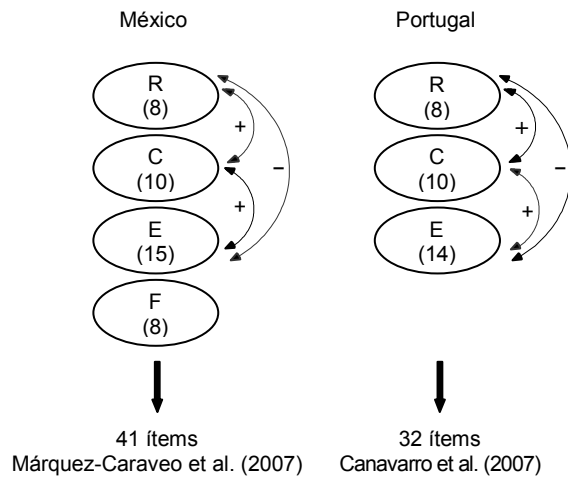


Figura 5: Número de ítems por factor y relación entre los factores de la versión en castellano del EMBU-C validada en México (izquierda) y de la versión en portugués del EMBU-C validada en Portugal (derecha) (R: Rechazo; C: Control; E: Calidez Emocional; F: Favoritismo)

Muris, Bögels, Meesters, van der Kamp y van Oosten (1996) tomaron como base la versión española del EMBU-C (Castro et al., 1993) y eliminaron la escala de Favoritismo y modificaron algunos ítems referentes a otros hermanos, quedando el test con 34 ítems y tres escalas (Rechazo, Calidez Emocional y Control). También fueron modificados otros ítems, por lo que no se trata exactamente de una versión reducida del original español. El resultado del análisis en componentes principales sugería la existencia de únicamente dos factores (Figura 4, primer esquema): conductas de crianza negativas (Rechazo y Control) y conductas de crianza positivas (Calidez Emocional) frente a los tres factores previstos inicialmente. En un trabajo posterior (Muris, Bosma, Meesters y Schouten, 1998), esta vez mediante análisis factorial confirmatorio, el modelo trifactorial mostró una mejor bondad de ajuste (Figura 4, segundo esquema), por lo que la estructura definitiva es idéntica a la forma breve del EMBU original para adultos (S-EMBU), aunque esta versión de 34 ítems para niños no contiene algunos de los 22 ítems del S-EMBU.

Markus, Lindhout, Boer, Hoogendijk y Arrindell (2003) se basaron en los 81 ítems originales del EMBU para adultos para proponer otra versión para niños, esta vez de 52 ítems, con una estructura de cuatro factores análoga a la de la forma original, pero compuesta por diferentes ítems (Figura 4, tercer esquema). Los valores de las correlaciones entre las puntuaciones por escalas son similares a los hallados por Castro et al. (1993) y ligeramente inferiores que en el EMBU de adultos (Arrindell et al., 1994). Al igual que en la versión de niños de Castro et al. (1993), también se halló una correlación positiva entre Calidez Emocional y Control, pero sensiblemente inferior (0.23 padres y 0.20 madres). Una de las conclusiones de este trabajo apunta a que los niños pequeños podrían percibir algunos ítems sobre intrusión por parte de los progenitores (escala Control) como implicación por parte de los mismos (escala Calidez Emocional), pero los autores no mencionan que hayan evaluado el ajuste de un posible modelo que agrupe los ítems de estas dos escalas en un único factor. Sea como sea, esta relación entre ambas dimensiones iría desapareciendo con la edad (Markus et al., 2003).

Además, existe una versión modificada del EMBU-C holandés de 40 ítems (Muris, Meesters y van Brakel, 2003) que incluye sólo 10 ítems de cada uno de los tres factores (tras eliminar la escala de Favoritismo) y una cuarta escala de ansiedad compuesta por 10 nuevos ítems (Figura 4, cuarto esquema). El patrón de correlaciones entre escalas coincide con la versión de adultos, no hallándose relación entre Calidez Emocional y Control.

La versión en castellano del EMBU-C también ha sido modificada ligeramente al administrarse a adolescentes de México, ya que Márquez-Caraveo, Hernández-Guzmán, Aguilar-Villalobos, Pérez-Barrón y Reyes-Sandoval (2007) encontraron que tres ítems de Rechazo saturaban en la escala Favoritismo (Figura 5, esquema de la izquierda). La correlación entre las puntuaciones de Calidez Emocional y Control fue mayor en las respuestas sobre el padre (0.43) que en las respuestas sobre la madre (0.24).

Por su parte, la versión portuguesa del EMBU-C (Canavarro y Pereira, 2007) sigue la propuesta de Muris et al. (1998): de los 41 ítems de Castro et al. (1993) se han eliminado los cinco ítems de la escala de Favoritismo y los tres ítems de Rechazo que implican una comparación con los hermanos. La versión final consta de 32 ítems, ya que también se ha eliminado un ítem de Calidez Emocional que presentaba una carga factorial insuficiente según las autoras (Figura 5, esquema de la derecha). La correlación entre las puntuaciones de las escalas de Calidez Emocional y Control fue similar en las respuestas sobre el padre (0.46) y sobre la madre (0.40).

De lo expuesto anteriormente se observa que se han propuesto hasta siete formatos en tres idiomas diferentes del EMBU-C. En relación con el EMBU-P de progenitores, el panorama es similar, tal como puede observarse en la Figura 6. A continuación expondremos los aspectos más destacables de los diferentes formatos propuestos para la versión de progenitores.

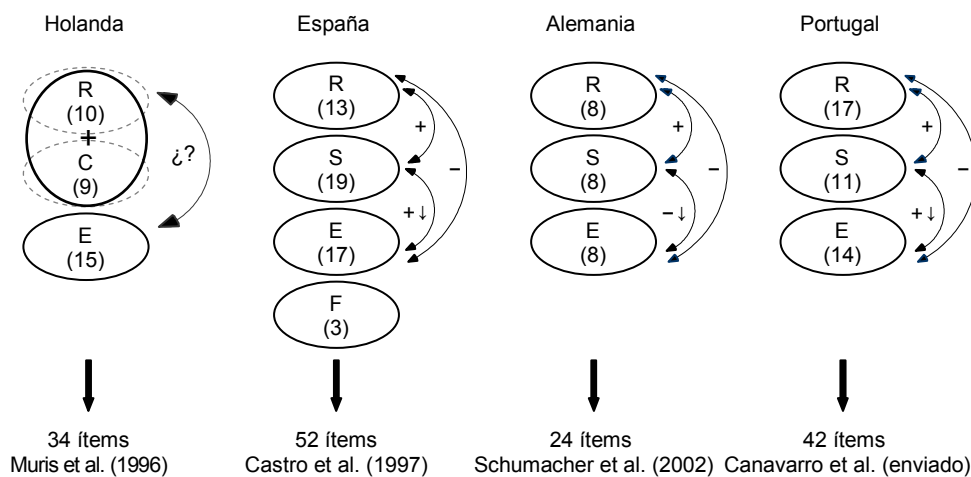


Figura 6: Número de ítems por factor y relación entre los factores de las diversas versiones del EMBU-P (R: Rechazo; S: Sobreprotección; E: Calidez Emocional; F: Favoritismo)

La versión del EMBU-P validada en muestra comunitaria española (Castro, de Pablo, Gómez, Arrindell y Toro, 1997) consta de los mismos cuatro factores del EMBU original de adultos (Arrindell et al., 1994), aunque el número de ítems de cada escala varía ligeramente respecto al EMBU de adultos (véase la Figura 1, esquema de la izquierda), siendo 52 ítems en total: Rechazo (13), Calidez Emocional (17), Control (19) y Favoritismo (3) (Figura 6, segundo esquema). Cabe mencionar que algunos de los 52 ítems que conforman esta versión para progenitores no forman parte de la versión original de adultos (64 ítems). Por ello, esta versión del EMBU-P no constituye únicamente una versión ligeramente más corta, sino que se trata de una versión diferente al EMBU, ya que consta de algunos ítems “nuevos”, no presentes en la versión de adultos. Asimismo, dos ítems que se asignaron a la escala de Sobreprotección habían formado parte de otra escala en alguna versión precedente (ítem 57 de Rechazo e ítem 40 de Calidez Emocional). La relación hallada entre las escalas de Calidez Emocional y Sobreprotección del EMBU-P fue baja y positiva (0.10), signo contrario al hallado en el EMBU de adultos.

Los trabajos publicados con el EMBU-P son escasos. La adaptación portuguesa de Canavarro y Pereira (enviado para publicar) toma como punto de partida los 52 ítems de la versión de Castro et al. (1997), pero introduce algunas variaciones, en la misma línea del trabajo hecho por las mismas autoras con el EMBU-C (Canavarro y Pereira, 2007). La versión final consta de las tres escalas de Rechazo, Calidez Emocional y Sobreprotección, con un total de 42 ítems (Figura 6, cuarto esquema). La correlación entre las puntuaciones de Calidez Emocional y Sobreprotección también fue positiva en las respuestas de los padres y casi nula en las respuestas de las madres.

Otros autores han optado por utilizar los mismos ítems para evaluar a los progenitores y a sus hijos. Muris et al. (1996) administraron a los progenitores de los niños de su estudio en Holanda los mismos 34 ítems de su versión bifactorial del EMBU-C (conductas negativas de Rechazo y Control y conductas positivas de Calidez Emocional) (Figura 6, primer esquema). Por su parte, Schumacher, Hinz y Brähler (2002) procedieron de igual forma con una nueva versión del EMBU en alemán. Esta versión alemana inspirada en el EMBU de adultos, el FEE (*Fragebogen zum erinnerten elterlichen Erziehungsverhalten*), consistía en una versión corta de 24 ítems, que sólo incluía ocho ítems de cada una de las escalas de Rechazo, Calidez Emocional y Sobreprotección (Schumacher, Eisemann y Brähler, 1999). Para evaluar el estilo educativo de los progenitores de los adultos de su estudio, utilizaron una forma denominada *Eltern-FEE* (FEE de progenitores), que constaba de los mismos 24 ítems que la versión del FEE administrada a los adultos (Schumacher et al., 2002) (Figura 6, tercer esquema).

Como se ha podido ver, existen al menos cuatro formatos diferentes del EMBU-P, ya que se ha propuesto una versión diferente en cada uno de los países europeos en los cuales se ha adaptado la versión de progenitores.

En cuanto a la versión de adolescentes, recordemos que el EMBU-A fue el único de los tres cuestionarios desarrollados por Castro en 1990 que mostró una estructura similar a la versión de 64 ítems del EMBU de adultos. Probablemente por este motivo es la versión de la que se han propuesto menos modificaciones. A ello cabe añadir que algunos autores han utilizado la versión de niños para evaluar el estilo educativo percibido también por adolescentes (Márquez-Caraveo et al., 2007; Muris et al., 1996, 1998; Muris, Meesters y van Brakel, 2003). No obstante, el EMBU-A también ha seguido su propio desarrollo, por lo que a continuación detallamos los estudios llevados a cabo con dicha versión.

Casi paralelamente a los resultados de la versión española de 64 ítems de Castro et al. (1990), Gerlsma, Arrindell, van der Veen y Emmelkamp (1991) presentaron un formato de 54 ítems en una muestra comunitaria holandesa de adolescentes. Mediante análisis factorial confirmatorio se replicaron los cuatro factores de Rechazo, Calidez Emocional, Sobreprotección y Favoritismo. Las relaciones entre Rechazo y Calidez Emocional (negativa) y entre Rechazo y Sobreprotección (positiva) resultaron algo menores a los valores hallados en la versión de adultos (Arrindell et al., 1983), y no se apunta una relación significativa entre las escalas de Calidez Emocional y Sobreprotección. Nuevamente, algunos de estos 54 ítems no están contenidos en la versión de adultos del EMBU (Arrindell et al., 1983) y por tanto, esta versión holandesa tampoco coincide con la versión española del EMBU-A de Castro et al. (1990). En la Figura 7 se muestra la representación esquemática de ambos modelos.

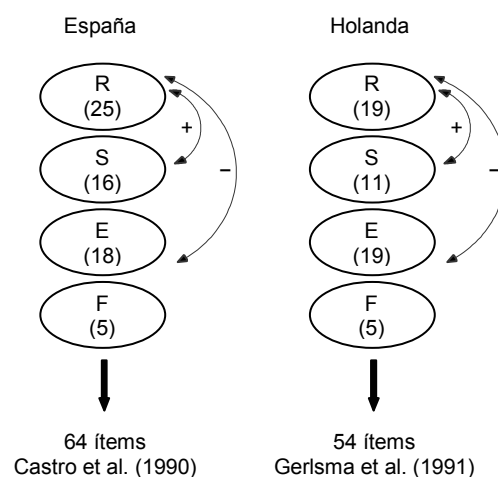


Figura 7: Número de ítems por factor y relación entre los factores de las primeras versiones del EMBU-A (R: Rechazo; S: Sobreprotección; E: Calidez Emocional; F: Favoritismo)

Más recientemente, Aluja, del Barrio y García (2006a) se plantearon la comparación entre varios posibles formatos del EMBU-A (Figura 8). Los autores partieron de la versión de 64 ítems (Arrindell et al., 1983; Castro et al., 1990) y además evaluaron la estructura interna de tres versiones más cortas: dos modelos guiados por los datos (de 36 y 24 ítems) y un modelo de 22 ítems que se corresponde con la versión corta de adultos (S-EMBU; Arrindell et al., 1999, 2001, 2005). Estos análisis se realizaron con análisis factorial exploratorio y análisis factorial confirmatorio. Los resultados en muestra comunitaria española resultaron aceptables (Aluja et al., 2006a), con lo que la versión más corta de 22 ítems podría constituir el *S-EMBU-A* (Figura 8, cuarto esquema). La correlación entre los factores Calidez Emocional y Sobreprotección del formato de 24 ítems fue negativa, mientras que desconocemos esta información del resto de modelos. De todas formas, de las correlaciones publicadas entre todas las escalas de la versión original de 64 ítems y las tres propuestas más cortas, se desprende que los valores podrían ser negativos y moderados-bajos. Creemos que es especialmente interesante la comparación con el S-EMBU de 22 ítems, ya que se trata de la versión más corta del cuestionario, y por tanto, la mejor candidata a participar en la obtención de datos en un marco clínico.

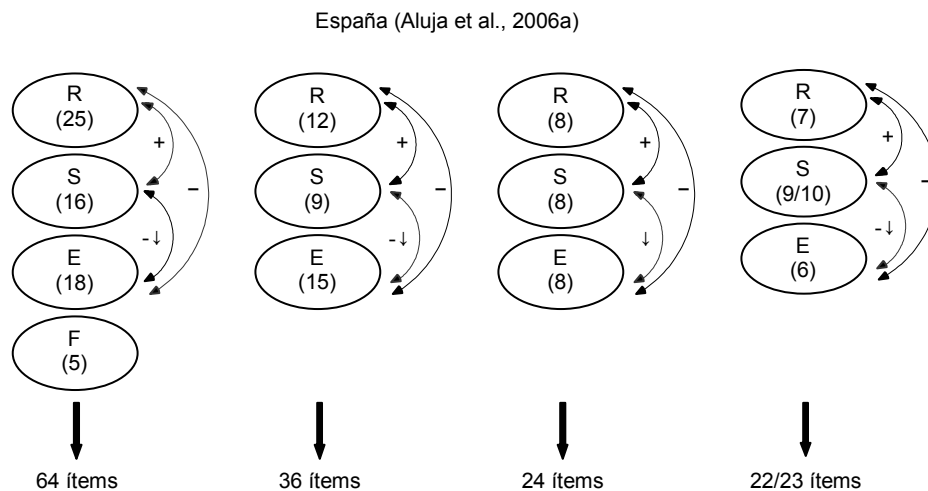


Figura 8: Número de ítems por factor y relación entre los factores de las diversas versiones en castellano del EMBU-A evaluadas por Aluja et al. (2006a) en España (R: Rechazo; S: Sobreprotección; E: Calidez Emocional; F: Favoritismo)

Tabla 2: Características de las diversas versiones del EMBU

Versión	Informe crianza	Información	Primer autor (y año 1ª versión)	País	Muestra	Nº ítems	Nº escalas
EMBU	recibida	recuerdo	Arrindell (1983)	numerosos	adultos	64	4
EMBU-s	recibida	recuerdo	Winefield (1989)	Australia	adultos jóvenes	27	3
EMBU-s	recibida	recuerdo	Canavarró (1996)	Portugal	adultos	23	3
EMBU	recibida	recuerdo	Someya (1999)	Japón	adultos jóvenes	64	4
FEE	recibida	recuerdo	Schumacher (1999)	Alemania	adultos	24	3
S-EMBU	recibida	presente	Arrindell (1999)	numerosos	adultos	22	3
QÉRPE	recibida	recuerdo/ presente	Delforge (2008)	Francia	adultos/ adolescentes	21	3
EMBU-A	recibida	presente	Castro (1990)	España	adolescentes	64	4
EMBU-A	recibida	presente	Gerlsma (1991)	Holanda	adolescentes	54	4
S-EMBU-A	recibida	presente	Aluja (2006a)	España	adolescentes	22	3
EMBU-C	recibida	presente	Castro (1993)	España	niños	41	4
EMBU-C	recibida	presente	Muris (1996)	Holanda	niños y adolescentes	34	2
EMBU-C	recibida	presente	Muris (1998)	Holanda	niños y adolescentes	34	3
EMBU-C	recibida	presente	Markus (2003)	Holanda	niños	52	4
EMBU-C	recibida	presente	Muris (2003)	Holanda	niños y adolescentes	30+10	3+1
EMBU-C	recibida	presente	Canavarró (2007)	Portugal	niños	32	3
EMBU-C	recibida	presente	Márquez (2007)	México	adolescentes	41	4
EMBU-P	emitida	presente	Muris (1996)	Holanda	progenitores	34	3
EMBU-P	emitida	presente	Castro (1997)	España	progenitores	52	4
Eltern-FEE	emitida	pasado	Schumacher (2002)	Alemania	progenitores	24	3
EMBU-P	emitida	presente	Canavarró (enviado)	Portugal	progenitores	42	3

Finalmente, Delforge, Le Scanff y Fontayne (2008) han llevado a cabo la adaptación francesa del EMBU, el QÉRPE (*Questionnaire d'Évaluation des Relations Parents-Enfant*), a partir de las respuestas de deportistas jóvenes. Partieron de la versión corta de 27 ítems de Winefield et al. (1989), y tras eliminar algunos ítems e incorporar otros nuevos, la versión final constaba de 21 ítems, siete para cada una de las escalas de Rechazo, Calidez Emocional y Sobreprotección. Pero se trataba de una versión "desdoblada", en función de la edad de la persona que respondía: los ítems estaban redactados en pasado si el participante era mayor de edad (18 años o más), mientras que para los jóvenes de entre 13 y 18 años las preguntas estaban expresadas en presente, lo cual constituiría una versión de adolescentes del QÉRPE, en la línea del EMBU-A. Las escalas de Calidez Emocional y Sobreprotección resultaron relativamente independientes entre sí. Los autores optaron por reenumerar los ítems y desconocemos su contenido, por lo que no es factible hacer una comparación detallada de esta versión francesa con el resto de modelos.

En la Tabla 2 se muestran las principales características del EMBU y de sus versiones, a partir del modelo de Arrindell et al. (1983). La escala Favoritismo ha sido eliminada de varias versiones del EMBU-C (Canavarró y Pereira, 2007; Muris et al., 1996, 1998;

Muris, Meesters y van Brakel, 2003), EMBU-A (Aluja et al., 2006a; Delforge et al., 2008) y EMBU-P (Canavarro y Pereira, enviado para publicar; Muris et al., 1996; Schumacher et al., 2002), además de no formar parte de las versiones más cortas para adultos que han propuesto diversos autores (Canavarro, 1996; Schumacher et al., 1999; Winefield et al., 1989) ni del actual S-EMBU (Arrindell et al., 1999, 2001, 2005). Cabe recordar que dicho factor no ha podido replicarse en la mayoría de países donde se ha adaptado la versión original de adultos (Arrindell et al., 1994). Por otra parte, son varios los trabajos aplicados que han cuestionado el uso de esta escala (Aluja, del Barrio y García, 2006b; Márquez-Caraveo et al., 2007; Muris, Meesters y van den Berg, 2003).

1.5 PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LAS VERSIONES DE ADULTOS (EMBU), NIÑOS (EMBU-C), ADOLESCENTES (EMBU-A) Y PROGENITORES (EMBU-P)

Como resultado de todos estos trabajos la estructura de los diversos formatos del EMBU puede variar entre dos, tres o cuatro factores, dependiendo de los ítems que componen cada versión. Además, los ítems concretos que miden cada uno de los factores no son siempre los mismos. Esta diversidad de versiones entre países hace prácticamente imposible la realización de estudios transculturales. Desde un punto de vista psicométrico esta situación es poco deseable y convendría solucionarla (Hambleton, 2006; van de Vijver, 2006). Para llevar a cabo estudios transculturales, van de Vijver (2006) plantea tres procedimientos para el desarrollo de los cuestionarios en las diferentes lenguas: traducción literal de los ítems, adaptación cultural de los mismos y ensamblaje entre ítems ya existentes e ítems nuevos. Así pues, vemos que estas tres opciones están ordenadas de menos a más adecuación cultural y psicológica, pero también de más a menos posibilidad de comparar directamente los resultados entre culturas. Tal como indica Hambleton (2006), los ítems no equivalentes entre las diversas versiones no deberían ser incluidos en las escalas comunes que sirvan para comparar los resultados en diferentes poblaciones, aunque sí pueden mantenerse en la versión original para mejorar su validez en ese contexto. Por su parte, van Widenfelt, Treffers, de Beurs, Siebelink y Koudijs (2005) revisan los pasos implicados en la traducción y adaptación cultural de cuestionarios, e incluyen un apartado sobre la modificación, eliminación y generación de nuevos ítems. Estos autores ofrecen otra solución para comparar los resultados de un nuevo cuestionario con los del cuestionario original, ante el hecho de haber eliminado un ítem y no haber creado un ítem alternativo. Dicha solución consiste en prorratear la puntuación total, teniendo en cuenta las recomendaciones sobre cómo tratar los valores desconocidos (*missing values*) en el cuestionario original.

Otro aspecto a tener en cuenta es el de las características de las muestras empleadas para llevar a cabo los estudios de validación recogidos en la Tabla 2. En lo que a psicopatología se refiere, únicamente los trabajos derivados del primer estudio de

Arrindell et al. (1983) han comprobado las propiedades psicométricas del cuestionario en muestra clínica. Así pues, la hipótesis que la estructura del cuestionario en personas con problemática psicológica es idéntica a la estructura en personas sin trastornos se ha confirmado con la versión de adultos del EMBU en muestra holandesa (Arrindell et al., 1994), pero hasta ahora no se ha publicado ningún estudio con las versiones españolas que evalúan el momento presente. Si consideramos que estos cuestionarios de estilo educativo resultan especialmente interesantes en contextos clínicos (ver en España, por ejemplo, Alonso et al., 2004; Ezpeleta, Granero, Osa, Domènech y Guillamón, 2002; Ezpeleta, Granero y Domènech, 2005; Rojo-Moreno, Livianos-Aldana, Conesa-Burguet y Cava, 2006), las propiedades psicométricas publicadas hasta la fecha resultan incompletas, ya que los estudios de validación de las versiones españolas se han limitado a evaluar la información psicométrica obtenida en muestras comunitarias (Aluja et al., 2006a; Castro et al., 1990, 1993, 1997). El hecho de estudiar las propiedades psicométricas de estas versiones en muestras de pacientes con psicopatología sigue las recomendaciones de los *Standards for Educational and Psychological Testing* de proporcionar evidencias empíricas sobre las propiedades psicométricas de un instrumento en la situación particular en la que se va a usar. Además, el realizar la validación local proporciona datos para los estudios de generalización de la validez (AERA, APA y NCME, 1999; Geisinger, 1992).

En los siguientes apartados revisaremos los principales resultados relacionados con la validez y la fiabilidad que se han obtenido con las diversas versiones del EMBU. Asimismo, detallaremos las técnicas de análisis empleadas en los diferentes estudios.

1.5.1 Estructura interna

De la lectura del apartado anterior se desprende que el cuestionario tiene tres factores claros que se replican en las diferentes versiones, aunque no siempre estén constituidas por los mismos ítems: Rechazo, Calidez Emocional y Sobreprotección/Control. En cambio, el cuarto factor de Favoritismo parece discutible. También hemos visto que la escala de Rechazo se correlaciona positivamente con la de Sobreprotección/Control y negativamente con la escala de Calidez Emocional. En cuanto a la relación entre Calidez Emocional y Sobreprotección/Control, los resultados en muestra infantil de Canavarró y Pereira (2007), Castro et al. (1993), Dekovic et al. (2006) y Markus et al. (2003) (correlaciones entre 0.20 y 0.46) no coinciden con la mayoría de estudios con muestras no infantiles: adolescentes españoles de Aluja et al. (2006a) (valores entre -0.31 y -0.34), adolescentes holandeses de Gerlsma et al. (1991) (se informa que son valores casi nulos), adolescentes franceses de Delforge et al. (2008) (valores entre 0.08 y 0.14), adultos españoles de Arrindell et al. (2005) (valores entre 0.02 y 0.14) o adultos de diversos países de Arrindell et al. (1994, 1999, 2001, 2005) y Schumacher et al. (1999) (valores de -0.13 a 0.21, predominando los valores negativos y muy próximos a cero). No obstante, otros dos estudios con adolescentes (Laldinpuie y Singh, 2002; Márquez-Caraveo et al., 2007) también han hallado una

relación positiva y significativa entre ambas escalas, con valores entre 0.24 y 0.43. Tomados en conjunto, estos resultados sugieren que la relación entre estas dos dimensiones del test puede variar en función de la edad.

Todo ello se relaciona con la estructura conceptual y el contenido de las diferentes versiones de los cuestionarios, y afecta a la interpretabilidad de los resultados. A continuación analizamos aquellos aspectos metodológicos que consideramos mejorables y que han sido utilizados en el desarrollo de la estructura interna del EMBU y de sus versiones. Tal como se observará, nos centramos en discutir las formas de factorización de los datos que se han utilizado. Ello incluye la técnica de extracción y también la técnica de rotación. En la Tabla 3 se muestra el tipo de análisis llevado a cabo en 31 artículos revisados que han evaluado la estructura interna del EMBU o sus formas alternativas.

La mitad de estos trabajos han utilizado técnicas de Análisis en Componentes Principales con rotación varimax para obtener factores ortogonales. Además, en algunos de estos estudios, posteriormente se han refactorizado las puntuaciones directas por escalas sobre ambos progenitores. Otro aspecto que incide en los resultados es el tipo de matriz de datos que se analiza. La elección de la matriz de correlaciones o de la matriz de variancias-covariancias pocas veces es reportada en los trabajos publicados, por lo que, aunque podría explicar divergencias entre los resultados, no ha sido posible incluir esta información en la tabla.

Centrándonos en primer lugar en el método de rotación, se ha mencionado anteriormente que numerosos autores prevén dimensiones correlacionadas en los instrumentos que miden estilo educativo, por lo que la rotación a realizar debería ser oblicua, especialmente si se pretende analizar una estructura de orden superior (véase, por ejemplo, Thompson, 2004). A pesar de su mayor complejidad, el uso de un método no ortogonal aportará siempre información interesante puesto que, si las dimensiones fueran independientes ello se evidenciará en la obtención de bajos valores de correlación entre factores, mientras que en el caso contrario, una rotación ortogonal complica mucho la posible detección de la presencia de correlación entre las dimensiones. A este argumento se añade el hecho que en el caso del EMBU existen evidencias que los factores están correlacionados, por lo que consideramos necesario llevar a cabo los análisis de estructura interna mediante rotaciones que permitan la estimación libre de la correlación entre factores.

Tabla 3: Resumen de la factorización empleada en 31 trabajos revisados sobre el EMBU y/o sus versiones (por orden cronológico)

Estudio (primer autor y año)	Técnica de extracción y rotación empleada y/ o comparación	Indicadores usados en los estudios comparativos
Perris (1980)	ACP varimax	---
Ross (1982)	ACP varimax	---
Ross (1983)	ACP oblimin	---
Arrindell (1983)	a) ACP varimax; b) rotación Procusto (respuestas sobre el padre, TP) a ACP varimax (matriz criterio o <i>target</i> : respuestas sobre la madre, TM) c) comparación ACP varimax vs. TP-TM	coef. congruencia y variancia explicada
Arrindell (1984)	ACP varimax vs. ACP oblimin comparación TP-TM (Arrindell, 1983) entre sanos y fóbicos	coef. congruencia coef. congruencia
Arrindell (1986)	comparación TP-TM (Arrindell, 1983) con muestra sueca	coef. congruencia
Arrindell (1986)	comparación TP-TM (Arrindell, 1983) con muestras de diversos países	coef. congruencia y variancia explicada
Arrindell (1988)	comparación TP-TM (Arrindell, 1983) con muestras de diversos países	coef. congruencia y variancia explicada
Arrindell (1989)	comparación TP-TM (Arrindell, 1983) con muestra de pacientes	coef. congruencia y variancia explicada
Winefield (1989)	ACP varimax	---
Castro (1990)	comparación TP-TM (Arrindell, 1983) con las versiones españolas	coef. congruencia
Gerlisma (1991)	comparación TP-TM (Arrindell, 1983) con adolescentes y AFC	variancia explicada
Arrindell (1992)	comparación TP-TM (Arrindell, 1983) con muestras de diversos países	coef. congruencia y variancia explicada
Castro (1993)	ACP varimax	---
Canavaro, 1996	AFE varimax	---
Muris (1996)	ACP varimax	---
Muris (1998)	AFC (estimación ML)	---
Castro (1997)	ACP varimax	---
Someya (1999)	ACP varimax y AFC (estimación ULS)	---
Schumacher (1999)	ACP varimax	---
Arrindell, 1999	ACS con muestras de diversos países; factores correlacionados	variancia explicada
Arrindell, 2001	ACS con muestras de diversos países; factores correlacionados	variancia explicada
Schumacher (2002)	ACP varimax	---
Markus (2003)	ACP varimax	---
Muris (2003)	ACP oblimin	---
Arrindell, 2005	ACS con muestras de diversos países; factores correlacionados	variancia explicada
Aluja (2006a)	AFE oblimin y AFC (estimación ML)	---
Dekovic (2006)	AFC multimuestra (estimación ML) nativos vs. inmigrantes	invariancia
Canavaro (2007)	ACP varimax	---
Delforge (2008)	ACP varimax y AFC (estimación WLS)	---
Canavaro (env)	ACP varimax	---

ACP: Análisis en Componentes Principales; AFC: Análisis Factorial Confirmatorio; AFE: Análisis Factorial Exploratorio; ACS: Análisis de Componentes Simultáneos; ML: Maximum Likelihood (máxima verosimilitud); ULS: Unweighted Least Squares (mínimos cuadrados no ponderados); WLS: Weighted Least Squares (mínimos cuadrados ponderados)

Respecto a las técnicas de extracción, el Análisis en Componentes Principales (ACP) y el Análisis Factorial (AF) son técnicas muy similares y básicamente lo que las diferencia es la interpretación teórica y el método de cálculo. En un sentido aplicado, la interpretación de los resultados de ambos tipos de análisis es prácticamente idéntica y con ambas técnicas se estaría evaluando la estructura subyacente de los ítems de un test, pero dando una importancia relativa distinta a la variancia de los ítems (para una descripción más detallada véase por ejemplo, Martínez-Arias, 1995; Viladrich, Doval, Prat y Vall-Ilovera, 1999). Lo cierto es que a medida que el número de variables aumenta y las cargas factoriales son más elevadas, más se asemejan los resultados obtenidos con ambas técnicas, porque se reducen las diferencias entre las matrices que se analizan en ambos casos (Thompson, 2004). En el caso del EMBU y sus versiones, al tratarse de cuestionarios relativamente largos, el efecto de utilizar una técnica u otra es de esperar que sea pequeño. Es frecuente utilizar el ACP en los pasos iniciales del desarrollo de un cuestionario, y esto es lo que ha sucedido en muchos de los estudios con el EMBU, tal como se observa en la Tabla 3.

Otro aspecto más a tener en cuenta respecto a las técnicas de factorización es la dicotomía análisis exploratorio/confirmatorio. Aunque el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) se pueda considerar una técnica bastante flexible, al no imponer restricciones en el patrón de relaciones entre las variables medidas y los factores (Fabrigar, Wegener, MacCallum y Strahan, 1999; Van Prooijen y Van der Kloot, 2001), tampoco está exento de limitaciones. Al igual que el ACP, el AFE tampoco permite poner a prueba hipótesis específicas ni proporciona información en qué basarse para tomar una decisión de rechazar o aceptar un determinado modelo, exceptuando si se usa la estimación de máxima verosimilitud. En fases más avanzadas del diseño o validación de un test es aconsejable el uso de otras técnicas, que ofrecen solución a esta limitación de ACP y AFE. Cuando hay una base teórica y empírica para especificar un modelo plausible y se desea poner a prueba una hipótesis específica el método de elección es el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Este tipo de análisis factorial requiere mayores conocimientos de partida sobre la estructura hipotética de los datos, pero, a cambio, proporciona criterios más sólidos, basados en índices de bondad de ajuste y de significación estadística, para interpretar los resultados.

Por lo que sabemos del desarrollo del EMBU, únicamente en cinco trabajos se ha realizado AFC: en adultos con el EMBU japonés (Someya et al., 1999), en adolescentes con una versión modificada del EMBU-A español (Aluja et al., 2006a), francés (Delforge et al., 2008) y holandés (Gerlsma et al., 1991) y en niños con el EMBU-C holandés (Muris et al., 1998). En el caso de las versiones españolas del EMBU-C, EMBU-A y EMBU-P (Castro et al., 1990, 1993, 1997), tal como se ha explicado en el apartado 1.4, consideramos que existe base teórica y empírica suficiente para evaluar la estructura interna mediante AFC.

No obstante, Van Prooijen y Van der Kloot (2001) advierten que hay que ser cautos en la comparación directa entre resultados obtenidos en estudios exploratorios y confirmatorios. En primer lugar, porque las hipótesis que se hacen en AFC sobre las

relaciones entre los ítems y los factores son mucho más restrictivas (por ejemplo, se igualan a cero la mayor parte de las cargas factoriales). En segundo lugar, y esto afectaría solamente a los cuestionarios desarrollados mediante ACP, porque el AFC, como su nombre indica, se basa en los supuestos del análisis factorial y no en los del análisis en componente principales. Una posibilidad para aumentar la comparabilidad entre ambos tipos de resultados sería la de relajar las estrictas condiciones que impone el AFC ante una falta de ajuste a los datos. Pero ello tiene el inconveniente de anular la lógica de AFC guiado por la teoría y aproximarlo a un AFE guiado por los datos (Van Prooijen y Van der Kloot, 2001), por lo que las modificaciones del modelo se deberían justificar teóricamente (McDonald y Ho, 2002).

Van Prooijen y Van der Kloot (2001) han propuesto un procedimiento que permite mejorar el ajuste de estructuras obtenidas mediante AFC, cuando se pretende replicar un modelo obtenido mediante técnicas exploratorias. La idea de estos autores parte de la siguiente pregunta: ¿se ha de probar la misma estructura factorial obtenida mediante AFE o ACP, o bien se puede simplificar, liberando algunos de los parámetros? Plantean las siguientes dos posibilidades: 1) Si todas las cargas factoriales son conocidas, se podría optar por fijarlas todas y comprobar tanto la estructura como cada uno de los parámetros. 2) Una opción más laxa consistiría en relajar el primer modelo, al no fijar las cargas con valores ligeramente bajos en estudios anteriores (entre 0.20 y 0.30), en vez de considerarlas nulas. De manera que se dejan libres algunos parámetros que estaban restringidos en el primer modelo. Estos autores proponen que la primera alternativa se establezca como modelo de línea base y se compare con la segunda opción. Al permitir sólo desviaciones muy moderadas respecto al modelo original obtenido mediante técnicas exploratorias, los autores consideran que se desarrolla un modelo confirmatorio que se puede interpretar de la misma forma que el modelo original exploratorio.

En nuestro caso consideramos interesante aplicar parte del procedimiento propuesto por Van Prooijen y Van der Kloot (2001) al estudio de la estructura interna del EMBU. A partir de los resultados obtenidos mediante AFC, nos proponemos evaluar un modelo ligeramente menos restringido, únicamente si con esta modificación se mejora el ajuste de forma considerable y el modelo no varía excesivamente respecto a la estructura obtenida originalmente. La principal diferencia estriba en que, en nuestro caso, los datos provienen del mismo estudio. Dicho procedimiento se aplicaría por pasos, liberando uno a uno los ítems que “fallan”, aquéllos con cargas factoriales menores a 0.30 en el factor esperado, permitiendo que pesen en más de un factor. De esta forma se podrán evaluar dos aspectos, que se detallan a continuación. En primer lugar, se puede analizar si el ajuste del modelo mejora al liberar parámetros restringidos. Este punto constituye uno de los pasos que apunta Byrne (2008): evaluar un determinado modelo seleccionado para identificar parámetros con posibles errores de especificación y posteriormente ser reespecificados. En segundo lugar, se puede determinar si los ítems con una saturación baja en el factor esperado saturan en algún factor diferente al previsto teóricamente o bien no obtienen una carga elevada en ningún factor. El modelo

que permita maximizar todos estos aspectos se establecerá finalmente como el mejor modelo.

Los **objetivos de nuestro trabajo** en cuanto a la estructura interna de las versiones españolas del EMBU (Castro et al., 1990, 1993, 1997) incluyen las siguientes mejoras metodológicas que nos proponemos incorporar como novedosas: estimación libre de la correlación entre los factores, re-especificación del modelo mediante el procedimiento propuesto por Van Prooijen y Van der Kloot (2001) y aplicación de AFC a las versiones de niños y de progenitores.

1.5.2 Fiabilidad de consistencia interna

El análisis de la fiabilidad de consistencia interna, necesariamente, se completará tras haber establecido una estructura satisfactoria de los ítems que conforman cada escala del test. La mayoría de autores han realizado este análisis mediante el alfa de Cronbach, por separado para cada progenitor, excepto Castro et al. (1997), que lo calcularon para el total de la muestra. En menor medida se ha incluido información sobre el promedio de las correlaciones entre ítems, por lo que la comparación entre los diferentes resultados resulta laboriosa, dada la diferente longitud de cada escala en la mayoría de trabajos revisados. En la Tabla 4 se muestran los datos pertenecientes a las tres escalas comunes a todas las versiones revisadas. Por nuestra parte, hemos completado la tabla con la estimación de la correlación promedio entre ítems, para facilitar la comparabilidad entre versiones y entre escalas. Este cálculo se ha basado en los valores de alfa de Cronbach publicados, suponiendo que son similares a los valores que se obtendrían para el alfa de Cronbach estandarizada.

Los valores de alfa de Cronbach de las escalas de Rechazo y Calidez Emocional son similares entre sí y, en general, aceptables. En cambio, la escala de Sobreprotección/Control muestra sistemáticamente valores menores, aún cuando en algunos casos se trata de la escala formada por más ítems, lo cual también se desprende de los valores más bajos del promedio de correlaciones entre ítems (mayoritariamente por debajo de 0.20). Respecto al error estándar de medida, ninguno de los trabajos relacionados en la Tabla 4 ha publicado este dato. Dado que no todos los estudios han incluido la desviación estándar de las puntuaciones por escalas, no ha sido posible incluir esta información en la tabla.

Tabla 4: Alfa de Cronbach y estimación del promedio de correlaciones inter-ítem (entre paréntesis) de las escalas Rechazo, Calidez Emocional y Sobreprotección/Control del EMBU y sus diversas versiones (para ambos progenitores: P=padres, M=madres)

Versión	Estudio (primer autor y año)	Rechazo			Calidez Emocional			Sobreprotección/Control		
		nº ítems	P	M	nº ítems	P	M	nº ítems	P	M
EMBU	Arrindell (1994) ¹	25	.90 (.26)	.90 (.26)	18	.89 (.31)	.90 (.33)	16	.77 (.17)	.78 (.18)
	Winefield (1989)	6	.80 (.40)	.78 (.37)	15	.92 (.38)	.90 (.38)	6	.70 (.28)	.73 (.31)
	Someya (1999) ²	26	.64-.88 (.06-.22)		16	.64-.88 (.10-.31)		16	.64-.88 (.10-.31)	
	Schumacher (1999)	8	.89 (.50)	.87 (.46)	8	.86 (.43)	.86 (.43)	8	.74 (.26)	.72 (.24)
	Arrindell (1999, 2001, 2005) ¹	7	.76 (.31)	.76 (.31)	6	.84 (.47)	.83 (.45)	9	.76 (.26)	.77 (.27)
	Delforge (2008)	7	.80 (.36)	.75 (.30)	7	.89 (.54)	.88 (.51)	7	.67 (.22)	.73 (.28)
EMBU-A	Castro (1990)	25	.89 (.24)	.88 (.23)	18	.91 (.36)	.88 (.29)	16	.73 (.14)	.74 (.15)
	Gerlisma (1991)	19	.86 (.24)	.88 (.28)	19	.86 (.24)	.88 (.28)	11	.62 (.13)	.60 (.12)
	Laldinpuie (2002)	19	.69 (.10)	.70 (.11)	19	.74 (.13)	.70 (.11)	11	.39 (.05)	.38 (.05)
	Aluja (2006a) ³	7	.75 (.30)	.68 (.33)	6	.78 (.37)	.74 (.32)	9	.71 (.21)	.68 (.19)
EMBU-C	Castro (1993)	11	.69 (.17)	.78 (.24)	15	.77(.18)	.76 (.17)	10	.65 (.16)	.67 (.17)
	Muris (1998)	14	.78 (.20)	.80 (.22)	10	.83 (.33)	.86 (.38)	10	.58 (.12)	.61 (.14)
	Markus (2003)	17	.83 (.22)	.84 (.24)	19	.87 (.26)	.89 (.30)	12	.64 (.13)	.67 (.14)
	Muris (2003)	10	.77 (.25)	.78 (.26)	10	.77 (.25)	.81 (.30)	10	.66 (.16)	.67 (.17)
	Dekovic (2006) ³	17	.85 (.25)	.85 (.25)	18	.92 (.39)	.91 (.36)	12	.69 (.16)	.72 (.18)
	Canavarro (2007)	8	.62 (.17)	.63 (.18)	14	.85 (.29)	.83 (.26)	10	.65 (.16)	.63 (.15)
	Márquez (2007)	8	.75 (.27)	.75 (.27)	10	.92 (.53)	.88 (.42)	10	.70 (.19)	.65 (.16)
EMBU-P	Castro (1997) ⁴	13	.75 (.19)		17	.84 (.24)		19	.76 (.14)	
	Schumacher (2002)	8	.54 (.13)	.71 (.23)	8	.89 (.50)	.85 (.41)	8	.72 (.24)	.59 (.15)
	Canavarro (enviado)	17	.78 (.17)	.74 (.14)	14	.82 (.25)	.80 (.22)	11	.73 (.20)	.71 (.18)

¹ promedio si se trata de más de un estudio;

² rango si no se detallan los valores en función de la escala y del progenitor evaluado

³ promedio si se trata de submuestras en función de variables demográficas;

⁴ total con toda la muestra, sin segmentar por el progenitor que responde

1.5.3 Respuestas en función del sexo y la edad

En cuanto a la validez de las puntuaciones del cuestionario en relación con variables externas, un aspecto fundamental haría referencia al sexo del hijo y otro sería el del progenitor. Un tercer aspecto importante a considerar es el papel que juega la edad del hijo. Adicionalmente, se puede también considerar la edad de los progenitores, para evaluar un posible efecto generacional.

Diversos estudios no han hallado diferencias en función del sexo del hijo, tanto en adultos (Arrindell et al., 1983, 1988, 1989, 1992; Arrindell, Perris, Eisemann et al., 1986; Arrindell, Perris, Perris et al., 1986), como en niños españoles (Castro et al., 1993) o adolescentes asiáticos (Laldinpuie y Singh, 2002). Por el contrario, otros trabajos sí han hallado diferencias relacionadas con el sexo de la persona que responde. Markus et al. (2003) encontraron ligeras diferencias, valorando los niños varones como más disfuncionales todas las conductas de sus progenitores, respecto a las niñas (mayor

Rechazo y Sobreprotección y menor Calidez Emocional). En cambio, las versiones portuguesas son las únicas que han hallado puntuaciones menores de Rechazo cuando los hijos son varones, ya sea en adultos (Canavarró, 1996), niños (Canavarró y Pereira, 2007) o por parte de los progenitores (Canavarró y Pereira, enviado para publicar). Por otra parte, e independientemente del progenitor al que se evalúa, sólo un estudio con adultos (Winefield et al., 1989) y dos estudios con adolescentes españoles (Aluja et al., 2006a) y holandeses (Gerlsma et al., 1991) han hallado una mayor percepción de Calidez Emocional en las participantes de sexo femenino, al igual que Markus et al. (2003) en niños holandeses. En cuanto a la menor percepción de Control/Sobreprotección por parte de las niñas, los resultados de Markus et al. (2003) se replican en otro estudio con niños holandeses (Dekovic et al., 2006) y adolescentes holandeses (Gerlsma et al., 1991), mientras que las diferencias van en el sentido opuesto en niños portugueses (Canavarró y Pereira, 2007). En resumen, las diferencias estadísticamente significativas que se han hallado en función del sexo del hijo van, en la mayoría de los casos, en el sentido que los varones percibe mayor Rechazo y Control/Sobreprotección y menor Calidez Emocional, aunque las magnitudes de estas diferencias son bajas.

Respecto a la técnica empleada para valorar la relación entre el sexo del hijo y las puntuaciones del test, en general los estudios más antiguos han usado la correlación de Pearson entre la variable sexo y cada una de las escalas sobre el padre y sobre la madre por separado (Arrindell et al., 1983, 1988, 1989, 1992; Arrindell, Perris, Eisemann et al., 1986; Arrindell, Perris, Perris et al., 1986; Castro et al., 1993). En cambio, la mayoría de los trabajos posteriores han llevado a cabo comparaciones de medias, también de forma separada para las respuestas sobre cada progenitor (Aluja et al., 2006a; Canavarró, 1996; Canavarró y Pereira, 2007; Winefield et al., 1989), y además en algunos casos las diferencias obtenidas se han expresado con el estadístico *d* de Cohen (Gerlsma et al., 1991; Markus et al., 2003).

La percepción de los hijos en función del sexo del progenitor evaluado ha sido menos estudiada. Cuatro trabajos han mostrado que se percibe a las madres como más cálidas y sobreprotectoras/controladoras (Aluja et al., 2006b; Dekovic et al., 2006; Laldinpuie y Singh, 2002; Muris, Meesters y van Brakel, 2003). En otros tres estudios los hijos han valorado a sus madres con puntuaciones más altas de Rechazo, además de mayor Calidez Emocional y Sobreprotección/Control (Arrindell et al., 1983; Canavarró y Pereira, 2007; Gerlsma et al., 1991). Todos estos trabajos han analizado la relación entre el sexo del progenitor y las puntuaciones de cada escala mediante comparaciones de medias; además, en dos estudios las diferencias obtenidas se han expresado con el estadístico *d* de Cohen (Arrindell et al., 1983; Gerlsma et al., 1991). En general, la magnitud de las diferencias halladas en todos estos estudios es muy pequeña. Gerlsma et al. (1991) también han correlacionado las respuestas sobre el padre y sobre la madre, técnica usada por otros tres estudios (Delforge et al., 2008; Gerlsma et al., 1991; Markus et al., 2003; Márquez-Caraveo et al., 2007). Los resultados obtenidos van en la misma línea, con valores de correlación elevados en todas las escalas.

En cuanto a los cuestionarios contestados por los progenitores, en la versión española las madres se valoraron a sí mismas como ligeramente más cálidas y más sobreprotectoras que los padres (Castro et al., 1997), mientras que en la versión portuguesa además las madres también puntuaron más alto en la escala de Rechazo, aunque las diferencias en las tres escalas fueron de menos de 2 puntos en promedio (Canavarró y Pereira, enviado para publicar).

Como se ha mencionado antes, casi todos los trabajos que han analizado la relación entre las puntuaciones de cada dimensión y el sexo del hijo lo han hecho por separado para cada una de las escalas paterna y materna. En consecuencia, para cada escala se han realizado dos análisis por separado, uno para cada nivel de la variable progenitor. Algunos de estos estudios, además, también han comparado de forma independiente si había diferencias entre una misma escala en función del progenitor (Arrindell et al., 1983; Canavarró y Pereira, 2007, enviado para publicar; Gerlsma et al., 1991; Markus et al., 2003). Únicamente Laldinpuie y Singh (2002) han aplicado un análisis de la variancia (ANOVA) para evaluar la posible interacción de ambas variables: sexo del hijo y sexo del progenitor.

La tercera variable que hemos mencionado como relevante al principio de este apartado es la edad del hijo. En Holanda, Dekovic et al. (2006) analizaron el efecto conjunto de la edad del niño, el sexo del hijo y el progenitor, con un ANOVA de cada escala del EMBU-C (también incluyeron un cuarto factor, que hacía referencia a si el niño había nacido de progenitores nativos holandeses o inmigrantes). Los resultados referentes al sexo del hijo y al progenitor ya los hemos expuesto en los párrafos precedentes. En relación a la edad del hijo, los autores consideraron tres niveles de edad (10, 11 y 12 años) y hallaron una relación inversa con las puntuaciones de Calidez Emocional: a medida que los niños eran mayores tendieron a percibir a sus progenitores como menos cálidos. Este resultado coincide con la correlación negativa hallada por Castro et al., (1993) en niños españoles, pero va en la dirección contraria de la correlación positiva obtenida por Markus et al. (2003) en niños holandeses. Respecto a estos dos estudios, la edad también correlacionó negativamente con las puntuaciones de Control de los niños españoles (Castro et al., 1993) y de Rechazo de los niños holandeses (Markus et al., 2003).

El resto de estudios que han evaluado la relación entre la edad del hijo y las puntuaciones por escalas han considerado la edad como una variable cuantitativa. Las correlaciones resultaron bajas o nulas (Arrindell et al., 1983, 1988, 1989, 1992; Arrindell, Perris, Eisemann et al., 1986; Arrindell, Perris, Perris et al., 1986; Canavarró y Pereira, 2007; Gerlsma et al., 1991). En relación con la versión de progenitores, las correlaciones entre la edad de los progenitores y las puntuaciones por escalas también fueron bajas, con valores inferiores a 0.17 en valor absoluto (Canavarró y Pereira, enviado para publicar; Castro et al., 1997).

Tabla 5: Prueba empleada para el estudio de la relación del sexo y la edad con las escalas del EMBU

Versión	Estudio (primer autor y año)	sexo del hijo	progenitor	edad del hijo	edad del progenitor
EMBU	Arrindell (1983)	r Pearson	t Student d de Cohen	r Pearson	
	Arrindell (1986, 1986, 1988, 1989, 1992)	r Pearson	---	r Pearson	
	Canavarró (1996)	t Student	---	---	
	Winefield (1989)	t Student	---	---	
	Delforge (2008)	---	r Pearson	---	
EMBU-A	Gerlsma (1991)	t Student d de Cohen	t Student d de Cohen r Pearson	r Pearson	
	Laldinpuie (2002)	ANOVA (sexo hijo x sexo progenitor)		---	
	Aluja (2006a)	t Student	---	---	
	Aluja (2006b)	---	t Student	---	
EMBU-C	Castro (1993)	r Pearson	---	r Pearson	
	Markus (2003)	t Student d de Cohen	r Pearson	r Pearson	
	Muris (2003)	---	t Student	---	
	Dekovic (2006)	ANOVA (sexo hijo x sexo progenitor x edad hijo x origen)			
	Canavarró (2007)	t Student	t Student	r Pearson	
	Márquez (2007)	---	r Pearson	---	
EMBU-P	Castro (1997)	---	t Student	---	r Pearson
	Canavarró (enviado)	t Student	t Student	r Pearson	r Pearson

En la Tabla 5 se presenta una relación de las prueba empleadas en cada uno de los estudios que se acaban de citar.

Los **objetivos de nuestro trabajo** en cuanto a la influencia de la edad del hijo, el sexo del hijo y del progenitor tienen en cuenta los análisis llevados a cabo hasta el momento en los trabajos anteriores. En este sentido, hemos optado por abordar dicha influencia de forma conjunta, para poder evaluar la posible interacción entre las tres variables. Así pues, nuestros resultados serán más directamente comparables a los estudios de Dekovic et al. (2006) y Laldinpuie y Singh (2002). Para establecer las categorías de la edad del hijo, puede tenerse en cuenta el trabajo de Ezpeleta, Granero, Osa y Domènech (2008). En este sentido, los autores consideraron los 9 años como una edad clave del periodo prepuberal de la niñez y los 13-14 años como otro punto crítico del desarrollo postpuberal en la adolescencia temprana.

1.5.4 Relación con otras variables pertenecientes a la misma red conceptual

Como acabamos de ver en el apartado anterior, la relación del EMBU con las variables demográficas edad y sexo ha sido ampliamente estudiada. Dos de estos estudios

también han incorporado el nivel educativo de los participantes, el cual no mostró una relación importante con ninguna de las escalas del EMBU de adultos (Arrindell et al., 1989, 1993). Además, Arrindell et al. (1989) incluyeron otros antecedentes familiares relevantes, como el orden de nacimiento, el número de hermanos y el número de hermanas, el divorcio de los padres, la edad a la cual se ha dejado el hogar familiar y el estado marital, y no hallaron ninguna relación estadísticamente significativa.

Otros tres estudios que ya hemos citado en los apartados precedentes han estudiado la relación entre las puntuaciones del EMBU de adultos con otras medidas obtenidas también mediante la administración de cuestionarios. Arrindell et al. (1999, 2005) correlacionaron las puntuaciones de la versión corta de adultos S-EMBU con tres medidas de personalidad: *Eysenck Personality Questionnaire Revised-Abbreviated* (EPQR-A; Francis, Brown y Philipchalk, 1992), *short-Bem Sex Role Inventory* (s-BSRI; Bem, 1981) y *Rosenberg Self-Esteem Scale* (SE; Rosenberg, 1965). En general, las puntuaciones de Rechazo y Sobreprotección correlacionaron de forma positiva con el neuroticismo y de forma negativa con la autoestima, mientras que la Calidez Emocional se asoció positivamente con la extraversión, la autoestima, la masculinidad y la feminidad y negativamente con el neuroticismo. Winefield et al. (1989) compararon las puntuaciones de su versión corta del EMBU entre casos y controles, estableciendo estos dos grupos a partir de los puntos de corte del *General Health Questionnaire* (GHQ-28; Goldberg y Hillier, 1979) y el *Levine-Pilowsky Depresión scale* (LPD; Pilowsky, Levine y Boulton, 1969). En ambos análisis los grupos de casos (desajuste psicológico y depresión, respectivamente) obtuvieron puntuaciones mayores de Rechazo y Sobreprotección y menores de Calidez Emocional que los controles.

Respecto a los estudios de validación del EMBU-C en niños y adolescentes, tres trabajos de los que hemos citado anteriormente han incluido aspectos sobre la relación de las escalas del EMBU-C con otras medidas sobre problemática psicopatológica. Muris et al. (1996) no hallaron correlaciones significativas entre las dos escalas del modelo bifactorial del EMBU-C (conductas negativas de Rechazo y Control y conductas positivas de Calidez Emocional) y la *Fear Survey Schedule for Children* (FSSC; Ollendick, 1983). En cambio, hallaron una alta frecuencia de conductas educativas negativas y una baja frecuencia de conductas educativas positivas percibidas por los niños y adolescentes con problemas externalizantes, evaluados con el *Child Behaviour Checklist* (CBCL; Achenbach y Edelbrock, 1983). Markus et al. (2003) también evaluaron la relación entre las escalas de su versión del EMBU-C y los problemas psicológicos de los niños, e incluyeron una medida de ansiedad-rasgo, medida con el *State-Trait Anxiety Inventory for Children* (STAIC; Spielberger, Edwards, Lushene, Montuori y Platzek, 1973). La puntuación de ansiedad-rasgo correlacionó de forma positiva con las escalas Rechazo y Control. Muris, Meesters y van Brakel (2003) hallaron los mismos resultados respecto a la sintomatología ansiosa medida mediante tres cuestionarios: *Spence Children's Anxiety Scale* (SCAS; Spence, 1998), *Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders* (SCARED; Birmaher, Khetarpal, Brent y Cully, 1997) y *Penn State Worry Questionnaire for Children* (PSWQC; Chorpita, Tracey, Brown, Collica y Barlow, 1997). Además, recordemos que estos autores añadieron una

nueva escala al EMBU-C, formada por ítems para evaluar las percepciones de los niños sobre el estilo educativo ansioso de sus progenitores. Esta nueva escala también correlacionó de forma considerable con las escalas de Rechazo y Control.

Nos parece destacable el trabajo de Márquez-Caraveo et al. (2007), que evaluó la validez convergente entre el EMBU-C y constructos afines del clima familiar y parental. Los autores usaron dos instrumentos: interés de los padres en los estudios (Aguilar, Sarmiento, Martínez, Valencia y Romero, 2004) y las escalas de clima social FES (*Family Environment Scale*; Moos, 1984), formadas por tres indicadores de cohesión, organización y conflicto. Los resultados fueron en la dirección prevista, ya que se hallaron correlaciones altas y positivas entre Calidez Emocional y cohesión, organización e interés por los estudios, entre Rechazo y conflicto, y entre Control e interés por los estudios.

Además, conocemos cuatro estudios que han evaluado la validez convergente entre el EMBU y el PBI (Parker et al., 1979). Los estudios llevados a cabo en Holanda obtuvieron evidencias favorables, tanto en adolescentes (Gerlsma et al., 1991), como en muestra comunitaria de adultos (Arrindell y Engebretsen, 2000) y en muestra clínica de adultos (Arrindell, Gerlsma, Vandereycken, Hageman y Daeseleire, 1998). En cambio, los resultados con una muestra de adultos jóvenes españoles fueron bastante modestos (Livianos-Aldana y Rojo-Moreno, 1999), por lo que los mismos autores evaluaron posteriormente el ajuste conjunto de ambos cuestionarios (Livianos-Aldana y Rojo-Moreno, 2003), concluyendo que la estructura de los tres factores de Rechazo, Calidez Emocional y Sobreprotección del EMBU era superior al modelo bifactorial de afecto y sobreprotección del PBI.

Como se podrá apreciar, nos hemos centrado principalmente en los trabajos cuyo principal objetivo era el estudio de las propiedades psicométricas del EMBU y/o sus versiones. El denominador común de la mayoría de los trabajos mencionados en este apartado es que las variables que se han relacionado con el EMBU han sido recogidas mediante cuestionarios. Aunque la mayor parte de los autores han aportado evidencias de la bondad psicométrica de tales medidas externas al EMBU, hasta la fecha creemos que no se ha estudiado suficientemente la relación entre la información recogida mediante un autoinforme como es el EMBU y otro tipo de información que incluya el juicio por parte de clínicos o evaluadores expertos en evaluación psicológica.

Los **objetivos de nuestro trabajo** en cuanto a la relación de las respuestas al EMBU con otras variables pertenecientes a la misma red conceptual incluye información proporcionada por los mismos participantes sobre el ámbito familiar, recogida mediante una entrevista clínica estructurada. En niños y adolescentes se espera que puntuaciones más altas de Rechazo y más bajas de Calidez Emocional se asocien a una peor relación con el padre y con la madre. A su vez, la puntuación de Rechazo constituiría un indicador relacionado de forma directa con el hecho que al hijo le hayan dicho que no le querían, mientras que la puntuación de Calidez Emocional se relacionaría inversamente con la falta de

apoyo. En cuanto a los progenitores, se espera que mayores puntuaciones de Rechazo y Sobreprotección y menores puntuaciones de Calidez Emocional se asocien a una mayor probabilidad de haber tenido problemas para educar al hijo.

1.6 APORTACIONES METODOLÓGICAS DEL AFC AL ESTUDIO DE LA EQUIVALENCIA DE LA ESTRUCTURA INTERNA DEL CUESTIONARIO

Tal como hemos ido viendo, todas las variantes del EMBU son instrumentos dobles, en el sentido que el test se responde dos veces: sobre la conducta paterna y sobre la conducta materna. Una de las premisas que se ha mantenido desde el comienzo de la investigación de la estructura interna del EMBU y sus versiones ha sido la de obtener un instrumento compuesto por los mismos ítems para evaluar el estilo educativo de ambos progenitores.

Como se ha visto en el apartado de estructura interna, aproximadamente la mitad de los trabajos publicados han analizado dicho aspecto con ACP o AFE. La solución factorial propuesta por cada autor ha tenido en cuenta que la estructura de cargas factoriales de los ítems del test fuera idéntica, o al menos lo más similar posible, para las respuestas sobre/de ambos progenitores. Se puede decir que se ha tratado de análisis “duplicados” o dobles, en paralelo para dos grupos de respuestas proporcionadas por las mismas personas o por dos informantes diferentes (Aluja et al., 2006a; Arrindell y Van der Ende, 1984; Canavarro, 1996; Canavarro y Pereira, 2007, enviado para publicar; Castro et al., 1993, 1997; Delforge et al., 2008; Markus et al., 2003; Muris et al., 1996; Muris, Meesters y van Brakel, 2003; Perris et al., 1980; Ross et al., 1982, 1983; Schumacher et al., 1999, 2002; Someya et al., 1999; Winefield et al., 1989). A pesar que el objetivo explicitado en alguno de estos trabajos era “confirmatorio”, la única restricción impuesta fue el número de dimensiones retenidas en ambos análisis. Otro aspecto a tener en cuenta es que ninguno de los trabajos que acabamos de citar ha cuantificado la similitud entre la estructura obtenida entre las respuestas sobre el estilo educativo paterno y materno.

Otro grupo de trabajos se han orientado a comparar los resultados de la estructura interna teóricamente prevista en más de una muestra (ver Tabla 3), pero de forma separada para las respuestas sobre las conductas paterna y materna. Para maximizar el acuerdo entre las soluciones factoriales obtenidas en, por ejemplo, dos muestras procedentes de diferentes países, se procedió a realizar una rotación procustiana de la matriz de respuestas sobre el padre, respecto a la matriz de respuestas sobre la madre obtenida mediante ACP con rotación varimax (Arrindell et al., 1983, 1988, 1989, 1992; Arrindell, Perris, Eisemann et al., 1986; Arrindell, Perris, Perris et al., 1986; Arrindell y Van der Ende, 1984; Castro et al., 1990; Gerlsma et al., 1991). Trabajos posteriores han utilizado el Análisis de Componentes Simultáneos para comparar muestras de varios

países, pero también de forma separada para las respuestas sobre cada progenitor (Arrindell et al., 1991, 2001, 2005).

Podemos distinguir un tercer grupo de trabajos (Aluja et al., 2006a; Delforge et al., 2008; Gerlsma et al., 1991; Muris et al., 1996; Someya et al., 1999), que han usado el AFC para fijar el número de factores y las relaciones entre ellos y, además, fijar qué ítems pesan en cada factor, al igualar a cero la mayor parte de las relaciones ítem-factor. En realidad, en todos estos estudios se han realizado dos análisis confirmatorios independientes, uno para las respuestas sobre cada progenitor.

De esta revisión se desprende que ningún trabajo previo ha centrado su atención en cuantificar la comparabilidad de los constructos medidos entre grupos de respuestas, cuando éstas atañen al estilo educativo paterno y materno.

1.6.1 Equivalencia multimuestra

El método más usado actualmente para examinar la comparabilidad de un constructo entre diferentes grupos de respuestas es el Análisis Factorial Confirmatorio multimuestra (véase, p.ej. Zumbo, Sireci y Hambleton, 2003). Este tipo de análisis, denominado de invariancia o equivalencia (Jöreskog, 1971; Meredith, 1993), se enmarca dentro del modelado de ecuaciones estructurales (*Structural Equation Models*, SEM) y posiblemente su auge radique en el hecho que proporciona un test de significación de las diferencias entre los modelos comparados (Thompson, 2004).

Hasta la fecha, este procedimiento de equivalencia multimuestra sólo ha sido utilizado en un estudio del EMBU, concretamente para comparar la estructura del EMBU-C en Holanda, entre un grupo de niños nativos y otro de niños inmigrantes no occidentales (Dekovic et al., 2006). Por lo tanto, estos autores usaron el análisis de invariancia para evaluar la existencia de diferencias entre dos grupos de diferente origen étnico. Este es uno de los usos más comunes de esta técnica, junto con el estudio de diferencias en función del sexo o la comparación de grupos de diferentes culturas (Vandenberg y Lance, 2000), o grupos a los que se administran pruebas en diferentes idiomas (Zumbo et al., 2003). De ello se desprende que, en este contexto, generalmente se usa el término “grupos de respuestas” para considerar a participantes que pertenecen a poblaciones diferentes, es decir, que se trata de diseños de datos independientes.

Los **objetivos de nuestro trabajo** en cuanto a la equivalencia de la estructura interna de las respuestas paternas y maternas incluyen el siguiente planteamiento: ¿por qué no usar el procedimiento de equivalencia multimuestra para comparar la estructura del instrumento entre diferentes grupos de informadores? En el caso de la versión de progenitores (EMBU-P), se obtienen dos grupos de respuestas de informantes diferentes, del padre y de la madre, los cuales responden sobre su respectivo estilo educativo hacia su/s hijo/s. Así pues, este procedimiento resulta muy oportuno en el caso que nos ocupa, ya

que permitirá evaluar la equivalencia de diferentes tipos de parámetros, tanto del modelo de medida como entre factores, teniendo en cuenta el progenitor que contesta el EMBU-P.

1.6.2 Equivalencia entre grupos de respuestas relacionadas

Otra de las aplicaciones habituales del análisis de equivalencia se centra en diseños de medidas repetidas, para comparar grupos de respuestas de una muestra en diferentes momentos temporales, lo que responde a un planteamiento longitudinal que evalúa el cambio a lo largo del tiempo (Vandenberg y Lance, 2000). En cambio, las referencias sobre el estudio de la equivalencia con diseños de medidas repetidas transversales son prácticamente inexistentes.

Precisamente la versión de niños (EMBU-C) y la de adolescentes (EMBU-A) responden a este tipo de diseño: los hijos contestan dos veces los ítems de los cuestionarios, una vez en referencia al estilo educativo del padre y a continuación respecto al estilo educativo de la madre. Los únicos trabajos que nos consta que plantean un diseño similar son los de Ferrando (2000) y Pousette y Jacobsson (1999). Ferrando (2000) comparó un mismo test con tres posibles formatos de respuesta que había sido aplicado a una sola muestra. Por su parte, Pousette y Jacobsson (1999) usaron un test de feedback en el entorno laboral para medir las consecuencias que tienen dos tipos de información en la actitud hacia el trabajo: compararon cuatro fuentes de feedback positivo y cuatro fuentes de feedback negativo, también en una sola muestra.

Consideramos que este procedimiento puede aplicarse en el caso del EMBU-C y del EMBU-A, para ver en qué medida la estructura interna de las respuestas sobre cada progenitor difiere entre sí. En el trabajo empírico de Ferrando (2000) el procedimiento implicaba una escala unidimensional, pero el procedimiento puede hacerse extensivo a modelos multidimensionales, como son el EMBU-C y el EMBU-A. Dichos modelos incluyen la estructura factorial relativa a las respuestas sobre el padre, así como la estructura factorial prevista para las respuestas sobre la madre. Además, al tratarse de medidas repetidas, los errores de medida de los pares de ítems análogos (un ítem sobre la conducta del padre y el mismo ítem sobre la conducta de la madre) se espera que compartan variancia específica, por ello, la covariancia entre ellos se estima libremente (Ferrando, 2000).

1.7 COMPARABILIDAD ENTRE VERSIONES

1.7.1 Congruencia entre versiones

Hasta el momento hemos tratado las diferentes versiones del EMBU de forma relativamente independiente. Pero si tenemos en cuenta el uso de estos cuestionarios

de forma global, en vez de tratarlos individualmente, se plantea una nueva cuestión a tener en cuenta. Respecto a las versiones españolas, el EMBU-C (Castro et al., 1993) no es directamente comparable al EMBU original y al S-EMBU, ambos para adultos, puesto que la versión para niños está formada por algunos ítems diferentes a los 64 ítems que componen el EMBU o los 22 ítems del S-EMBU. De manera que no sería posible un diseño longitudinal que compare los resultados de una persona en su niñez con los resultados en la edad adulta de forma directa. Lo mismo ocurre con las versiones españolas del EMBU-A (Castro et al., 1990) y el EMBU-P (Castro et al., 1997), con 64 y 52 ítems respectivamente. Peor todavía es que tampoco sea posible la comparabilidad directa entre informantes, puesto que se limita la posibilidad de un diseño transversal para comparar en un mismo momento la información completa de diversos miembros de una misma familia, tanto entre los progenitores (EMBU-P) con sus hijos pequeños (EMBU-C) o con sus hijos mayores (EMBU-A), como entre los hijos en caso que su edad varíe (EMBU-A y EMBU-C). Una tercera limitación es que no sería posible estudiar directamente la relación entre el recuerdo del estilo educativo recibido por un adulto cuando era pequeño (EMBU o S-EMBU) y su comportamiento actual como progenitor (EMBU-P). Como se puede apreciar, a lo largo de este párrafo aparecen las palabras “directo” y “directamente” de forma repetitiva. Con ello queremos remarcar la dificultad de poder llevar a cabo estas comparaciones de forma completa. Ciertamente, existen alternativas que ya hemos mencionado, como son las de incluir únicamente los ítems comunes (Hambleton, 2006) o prorratear las puntuaciones totales cuando sea posible (van Widenfelt et al., 2005), pero creemos que ambas opciones pueden ir en detrimento de la validez y la fiabilidad de las puntuaciones que se están comparando. Por este motivo, sólo parecen procedimientos aconsejables en caso que se demuestre la imposibilidad de obtener versiones completamente comparables.

Todo ello hace recomendable iniciar los pasos que conduzcan a la obtención de versiones susceptibles de utilizarse con todas estas finalidades, es decir, un mismo formato para las diferentes edades en castellano. Este camino ya ha comenzado, con la versión del S-EMBU-A para adolescentes de Aluja et al. (2006a), formada por los mismos ítems que conforman el S-EMBU de adultos. De esta manera se solventan los problemas de comparabilidad que había hasta el momento para realizar diseños longitudinales con adolescentes. Por lo que respecta a la versión de niños y de progenitores, parece pertinente continuar en el mismo sentido con el EMBU-C y el EMBU-P, respectivamente, y consideramos que el formato del S-EMBU sería el más adecuado, por diversos motivos: en primer lugar, una versión corta siempre es más conveniente en un contexto clínico y en segundo lugar, los buenos resultados obtenidos por Aluja et al. (2006a) al comparar el EMBU-A con el S-EMBU son prometedores.

Los **objetivos de nuestro trabajo** en cuanto al estudio de cada una de las versiones de niños (Figura 9), adolescentes (Figura 10) y progenitores (Figura 11) en muestra clínica toman como punto de partida los modelos validados en muestra comunitaria española (Castro et al., 1990, 1993, 1997), comentados en el apartado 1.4 (destacados en negrita). Evaluaremos dos aspectos relativos a su estructura interna.

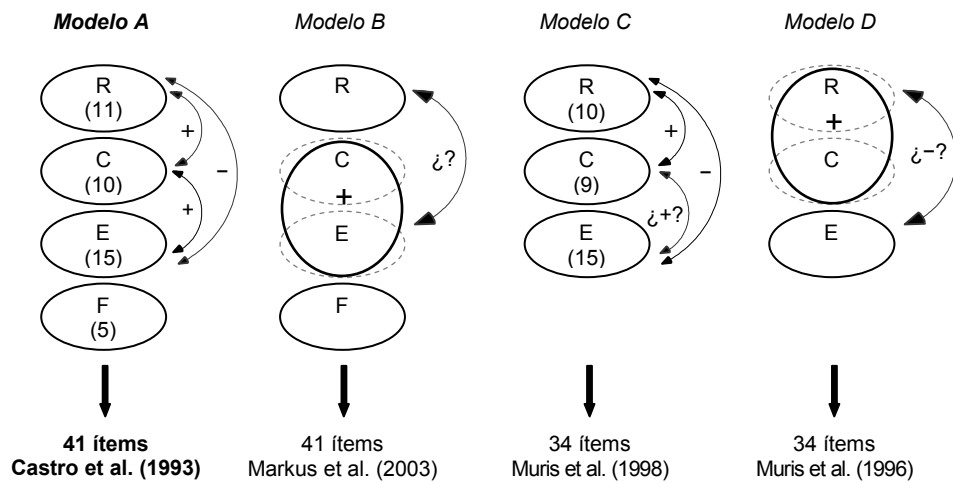


Figura 9: Número de ítems por factor y relación entre los factores de la versión de niños validada en castellano del EMBU-C (modelo A) y de los posibles modelos propuestos en holandés (modelos B, C y D) (R: Rechazo; C: Control; E: Calidez Emocional; F: Favoritismo)

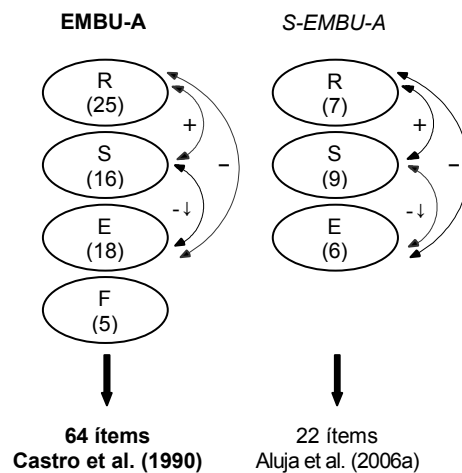


Figura 10: Número de ítems por factor y relación entre los factores de las versiones de adolescentes validadas en castellano (R: Rechazo; S: Sobreprotección; E: Calidez Emocional; F: Favoritismo)

Un primer aspecto hace referencia a cuál de los modelos de estructura interna es compatible con los datos de una muestra clínica, tal como queda explicitado en el correspondiente apartado de objetivos.

Efectivamente, el estudio de la versión de niños se iniciará con la versión del EMBU-C de Castro et al. (1993) (Figura 9, modelo A), y se estudiará la posibilidad que los factores de Calidez Emocional y Control conformen una única dimensión (Figura 9, modelo B), tal como sugerían Markus et al. (2003). Además, se evaluarán los formatos de 34 ítems propuestos por Muris et al. (1996, 1998), tras eliminar la escala de Favoritismo, considerando tanto los tres factores restantes (Figura 9, modelo C) como la estructura bifactorial de estilo educativo negativo y positivo (Figura 9, modelo D).

En cuanto a la versión de adolescentes, los dos formatos que consideraremos corresponden a la versión del EMBU-A de 64 ítems de Castro et al. (1990) (Figura 10, modelo de la izquierda) y la versión corta de adultos del S-EMBU de 22 ítems de Arrindell et al. (1999, 2001, 2005), ya evaluada en muestra comunitaria de adolescentes por Aluja et al. (2006a) (Figura 10, modelo de la derecha), que constituiría el *S-EMBU-A*.

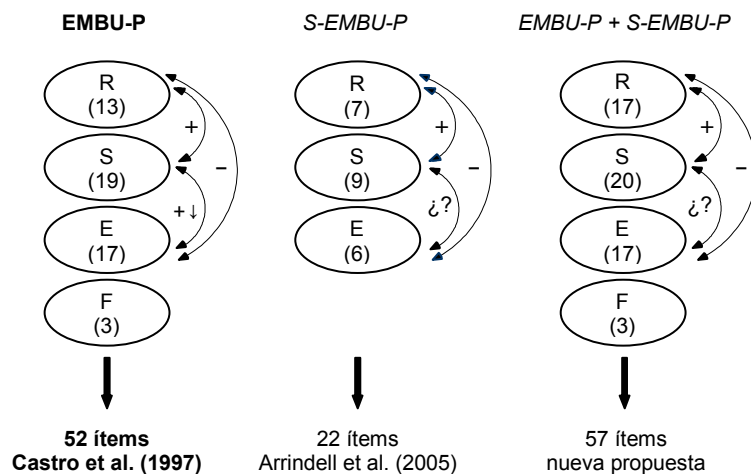


Figura 11: Número de ítems por factor y relación entre los factores de la versión de progenitores validada en castellano y de los posibles modelos que proponemos (R: Rechazo; S: Sobreprotección; E: Calidez Emocional; F: Favoritismo)

Finalmente, para la versión de progenitores proponemos evaluar los siguientes tres formatos. En primer lugar estudiaremos la versión del EMBU-P de 52 ítems de Castro et al. (1997) (Figura 11, modelo de la izquierda). En segundo lugar, evaluaremos la posibilidad de obtener un formato más corto, idéntico a la versión del S-EMBU de adultos de 22 ítems de Arrindell et al. (1999, 2001, 2005), que constituiría el *S-EMBU-P* (Figura 11, modelo del centro). Y en tercer lugar, proponemos evaluar un formato compatible con la versión de adolescentes, al incorporar a la versión original de 52 ítems del EMBU-P los 5 ítems del formato corto que actualmente no están presentes (Figura 11, modelo de la derecha). Ello posibilitaría la comparación entre datos obtenidos en adultos, adolescentes y progenitores.

Un segundo aspecto relativo a la estructura interna hace referencia a la posibilidad de obtener versiones compatibles del EMBU-C y el EMBU-P con el formato del S-EMBU. En efecto, como se puede apreciar en los modelos de las Figuras 9, 10 y 11 destacados en negrita, las versiones españolas de niños, adolescentes y progenitores están formadas por los mismos cuatro factores. Sin embargo, como ya hemos mencionado anteriormente, el número de ítems que miden una misma dimensión es diferente en cada una de las tres versiones. Además, en las escalas más largas no siempre están contenidos todos los ítems presentes en las escalas más cortas. En cuanto a la compatibilidad con el formato corto de adultos (Arrindell et al., 1999, 2001, 2005), únicamente la versión de adolescentes (Castro et al., 1990) ya consta actualmente de los 22 ítems que componen el S-EMBU. En cambio, en la versión actual de niños (Castro et al., 1993) no están incluidos ocho ítems de los que conforman el S-EMBU y en la versión actual de progenitores (Castro et al., 1997), como ya hemos anticipado, faltarían cinco ítems. En función de los datos disponibles, evaluaremos la viabilidad de disponer de una versión única del cuestionario.

1.7.2 Concordancia entre las respuestas de los hijos y las de sus progenitores

Por lo que sabemos, sólo cuatro estudios (Aluja et al., 2006b; Castro et al., 1990; Muris et al., 1996; Pereira, Canavarró, Cardoso y Mendonça, 2009) han comparado las dos fuentes de información (hijo-progenitor) con el EMBU. En tres de estos estudios se usó la correlación de Pearson, mientras que Aluja et al. (2006b) utilizaron la prueba t de Student para medidas repetidas.

Las correlaciones entre las puntuaciones de las escalas del EMBU-C contestadas por los niños y las puntuaciones de las escalas análogas del EMBU-P contestadas por sus progenitores fueron casi insignificantes, con valores entre 0.04 y 0.48 en muestra española (Castro et al., 1990), valores discretos entre 0.11 y 0.30 en muestra portuguesa (Pereira et al., 2009) y correlaciones bajas-moderadas para el estilo educativo paterno o nulas para el materno (Muris et al., 1996). Cabe mencionar que en

el estudio de Castro et al. (1990) las versiones de niños y de progenitores que se usaron son las de los mismos 64 ítems de adultos, que no se corresponden con los formatos actuales del EMBU-C (Castro et al., 1993) y del EMBU-P (Castro et al., 1997). Lo mismo ocurre con el estudio de Muris et al. (1996), cuya versión bifactorial del EMBU-C difiere de la versión actual de tres factores (Muris et al., 1998). Respecto al estudio de Pereira et al. (2009), las autoras correlacionaron las puntuaciones de las adaptaciones portuguesas del EMBU-C y el EMBU-P que, como hemos visto anteriormente, difieren ligeramente entre sí y también respecto a las versiones españolas de niños (Castro et al. 1993) y de progenitores (Castro et al., 1997).

Por el contrario, las correlaciones entre las puntuaciones de las escalas del EMBU-A contestadas por los adolescentes y las puntuaciones análogas del EMBU-P contestados por sus progenitores fueron moderadas, entre 0.40 para el Rechazo materno y 0.72 para la Sobreprotección paterna (Castro et al., 1990). También en este caso conviene recordar que la versión de progenitores utilizada para la comparación fue la versión “antigua” de 64 ítems.

Finalmente, Aluja et al. (2006b) compararon las puntuaciones otorgadas por adolescentes con el EMBU-A (64 ítems) y por sus progenitores con el EMBU-P (52 ítems). Aunque se usaron las versiones actuales de ambos cuestionarios (Castro et al., 1990, 1997), la particularidad de este estudio radica en que para realizar la comparación entre informantes (hijo-progenitor) se calcularon las puntuaciones por escalas incluyendo únicamente los 40 ítems comunes a ambos tests. Precisamente, este procedimiento sigue la propuesta de Hambleton (2006) para comparar cuestionarios con ítems diferentes, aunque las características psicométricas de estas nuevas medidas no constan publicadas en el mencionado trabajo. Las diferencias de medias de las escalas de Rechazo, Calidez Emocional y Sobreprotección no fueron estadísticamente significativas, por lo que Aluja et al. (2006b) concluyeron que no se dan divergencias acusadas entre los adolescentes y sus progenitores y que ambos comparten similares puntos de vista sobre el estilo educativo familiar.

Los **objetivos de nuestro trabajo** en cuanto al estudio de la concordancia entre informadores tienen en cuenta los siguientes aspectos. De los párrafos anteriores se desprende que no se ha estudiado la concordancia de forma integrada. Para evaluar si las puntuaciones de los hijos y de sus progenitores coinciden es aconsejable usar un índice de reproducibilidad para variables continuas, como es el coeficiente de correlación intraclase de acuerdo (CCIa). Además, la representación gráfica según el método de Bland-Altman (Bland y Altman, 1986) permite observar si hay concordancia y si la diferencia entre informadores es función del valor de la puntuación.

2 OBJETIVOS

2.1 OBJETIVO GENERAL

El objetivo general es estudiar las propiedades psicométricas de las versiones en castellano del EMBU-C, el EMBU-A y el EMBU-P en una muestra clínica española.

Dada la gran cantidad de información recogida en el capítulo anterior, creemos útil exponer una síntesis de aquellos aspectos de los objetivos que creemos que son más novedosos respecto a los estudios previos que hemos presentado.

En cuanto a la metodología usada para evaluar las propiedades psicométricas de los cuestionarios, la mayor aportación hace referencia a la estructura interna. En el presente trabajo abordaremos el estudio de la estructura factorial desde una óptica confirmatoria mediante el modelado de ecuaciones estructurales y consideraremos las respuestas sobre el estilo educativo paterno y materno conjuntamente, en lugar de tratar este aspecto de forma independiente, para poder analizar su posible invariancia. Además, nos proponemos la estimación libre de la correlación entre factores y la posibilidad de reespecificar un determinado modelo para mejorar su ajuste a partir de pequeñas modificaciones basadas en la observación de los parámetros obtenidos. Un segundo punto hace referencia al estudio de la validez en relación con las variables demográficas de la edad y del sexo del hijo y del progenitor. En este sentido, analizaremos la influencia de estas tres variables de forma conjunta, para poder evaluar la posible interacción entre dichas variables.

Respecto a los aspectos más sustantivos, también queremos destacar dos puntos. En primer lugar, incluiremos información relevante sobre el ámbito familiar, para evaluar su relación con las respuestas a los cuestionarios. Y en segundo lugar, el hecho de abordar el estudio de las tres versiones nos permitirá analizar la congruencia entre soluciones factoriales y también la concordancia entre informadores y observar las similitudes y diferencias entre ellas, con el propósito de valorar la posibilidad de obtener un único formato común.

2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

a) Respecto a la versión de niños (EMBU-C):

Estudiar la estructura interna mediante análisis factorial confirmatorio:

- Estudiar la estructura interna, en cuanto a las relaciones ítem-factor y la relación entre factores, con el fin de dilucidar cuál de las estructuras previsibles según la literatura revisada ajusta mejor a los datos obtenidos en muestra clínica española. Dichas estructuras son:

- 41 ítems y 4 factores (R, E, C y F) hallada por Castro et al. (1993) en muestra comunitaria española de niños
 - 41 ítems y 3 factores (R, E+C y F) sugerida por Markus et al. (2003) en muestra comunitaria holandesa de niños, que contempla un posible solapamiento de las dimensiones E y C
 - 34 ítems y 3 factores (R, E y C) obtenida por Muris et al. (1998) en muestra comunitaria holandesa de niños y adolescentes, cuando se elimina la escala F
 - 34 ítems y 2 factores (R+C y E) de Muris et al. (1996) en muestra clínica holandesa de niños y adolescentes, que plantea la posibilidad de la existencia de únicamente dos factores (uno de conductas de crianza negativas y otro de conductas de crianza positivas), además de la eliminación de la escala F
- Mejorar el ajuste del mejor modelo evaluado, según el procedimiento de Van Prooijen y Van der Kloot (2001) de liberar los parámetros de los ítems con cargas poco satisfactorias en el factor previsto.
 - Evaluar la equivalencia del modelo refinado en los grupos de respuestas proporcionadas por los hijos sobre su padre y sobre su madre, en concreto la equivalencia de los parámetros de las cargas factoriales y las covariancias entre factores.

Analizar la fiabilidad de consistencia interna de las escalas, su homogeneidad, su error estándar de medida y la magnitud del intervalo para la estimación de la puntuación verdadera, la correlación ítem-total (convenientemente corregida cuando el ítem forma parte de la escala) y el índice de discriminación de los ítems cuando se utilizan en una muestra clínica. Además, comparar los coeficientes de consistencia interna obtenidos en cada escala en función del progenitor evaluado.

Evaluar si las relaciones de cada escala con las variables edad y sexo del hijo y del progenitor son similares a los resultados hallados en muestras comunitarias, que evidenciaban una escasa relación con dichas variables demográficas, y estudiar si la interacción entre estas variables es significativa.

Aportar evidencias de la validez convergente de las escalas con variables externas obtenidas mediante entrevista clínica a los niños, que incluyen medidas de funcionamiento familiar relacionadas con estilo educativo y psicopatología. Evaluar la validez concurrente de las escalas del EMBU-C con una pregunta global de la relación entre el hijo y sus progenitores.

b) Respecto a la versión de adolescentes (EMBU-A):

Los objetivos son los mismos que los descritos para el EMBU-C. En cuanto a estructura interna, los modelos a confirmar son los siguientes:

- 64 ítems y 4 factores (R, E, S y F) de Castro et al. (1990) obtenida en muestra comunitaria española de adolescentes
- 22 ítems y 3 factores (R, E, S), que corresponde a la versión reducida del S-EMBU cuando se elimina la escala F, derivada en muestra comunitaria española de adultos por Arrindell et al. (2005) y en muestra comunitaria española de adolescentes por Aluja et al. (2006a)

c) Respecto a la versión de progenitores (EMBU-P):

Los objetivos son los mismos que los descritos para el EMBU-C. En cuanto a estructura interna, los modelos a confirmar son los siguientes:

- 52 ítems y 4 factores (R, E, S y F) de Castro et al. (1997) hallada en muestra comunitaria española de progenitores de adultos jóvenes
- 22 ítems y 3 factores (R, E, S), que corresponde a la versión reducida del S-EMBU cuando se elimina la escala F, validada por Arrindell et al. (2005) en muestra comunitaria española de adultos
- 57 ítems y 4 factores (R, E, S y F), tras incorporar a la versión actual del EMBU-P (Castro et al., 1997) los 5 ítems del S-EMBU (Arrindell et al., 2005) que no estaban presentes

La validez convergente entre las escalas del EMBU-P y variables externas de funcionamiento familiar incluye medidas obtenidas mediante entrevista clínica con los progenitores sobre la disciplina dura y el grado de supervisión adulta. La validez concurrente se evalúa con una pregunta global de problemática en la educación del hijo.

d) Respecto a las tres versiones:

Aportar datos comparativos con otros estudios sobre la congruencia factorial.

Estudiar la relación entre las puntuaciones proporcionadas por los niños al EMBU-C o los adolescentes al EMBU-A y las puntuaciones análogas proporcionadas por sus progenitores al EMBU-P.

e) Proponer una solución para igualar las diversas versiones.

3 MÉTODO

3.1 PARTICIPANTES

Este trabajo se llevó a cabo con niños y adolescentes que acudieron a los servicios ambulatorios de salud mental de dos centros de asistencia primaria de la red pública de la provincia de Barcelona. Se incluyeron en el estudio a los niños y adolescentes que padecían algún trastorno según criterios DSM-IV (APA, 1994) valorados por la adaptación española de la Entrevista Diagnóstica para Niños y Adolescentes (EDNA-IV; Ezpeleta et al., 1997; Osa, Ezpeleta, Domènech, Navarro y Losilla, 1996), así como a sus progenitores. Se excluyeron los participantes con deficiencia mental o trastornos generalizados del desarrollo. Los participantes son representativos de la población que acude a los servicios de atención primaria de salud mental de la zona en cuanto a edad, sexo y nivel socioeconómico.

Las tres muestras que han intervenido están representadas en la Figura 12, que por razones de espacio se muestra en la página siguiente. La muestra de niños está formada por 174 pacientes ambulatorios, 110 niños y 64 niñas, de 8 a 12 años de edad (media=11.1 años; DE=1.2). El nivel socioeconómico (Hollingshead, 1975) fue: 16.8% alto y medio-alto, 54.1% medio y medio-bajo y 29.1% bajo. Los diagnósticos más frecuentes fueron: trastorno por conductas perturbadoras (59.5%), por ansiedad (41.6%), de eliminación (22.0%), del estado de ánimo (15.6%), por tics (7.5%) y de la alimentación (2.9%).

La muestra de adolescentes está formada por 284 pacientes ambulatorios, 134 chicos y 150 chicas, de 13 a 18 años de edad (media=15.2 años; DE=1.4). El nivel socioeconómico fue: 11.5% alto y medio-alto, 58.9% medio y medio-bajo y 29.6% bajo. Los diagnósticos más frecuentes fueron: trastorno por conductas perturbadoras (55.6%), por ansiedad (52.7%), del estado de ánimo (45.1%), de eliminación (24.3%), por tics (11.3%), de la alimentación (9.2%) y uso de sustancias (6.3%).

La muestra de progenitores está formada por los padres y madres de 545 pacientes ambulatorios. Sus hijos son 297 varones y 248 hembras, de 7 a 18 años de edad (media=13.4 años; DE=2.5). En 421 casos se obtuvieron las respuestas de ambos progenitores, en 13 casos sólo se dispuso de las respuestas del padre y en 111 únicamente de la madre, por lo que se contó con un total de 966 respuestas (434 de padres y 532 de madres). Respecto a los 545 pacientes de esta muestra, 431 son los niños (162) y/o adolescentes (269) descritos en los dos párrafos anteriores, por lo que las características de los chicos se distribuyen de forma similar. En cuanto a la edad, 229 son niños de 7 a 12 años (media=10.9 años; DE=1.3) y 316 son adolescentes de 13 a 18 años (media=15.2 años; DE=1.4). El nivel socioeconómico fue: 12.9% alto y medio-alto, 58.4% medio y medio-bajo y 28.7% bajo. Los diagnósticos más frecuentes fueron: trastorno por conductas perturbadoras 56.8%, por ansiedad 47.0%, del estado

de ánimo 31.2%, de eliminación 23.9%, por tics 11.0%, de la alimentación 6.5% y uso de sustancias 4.4%.

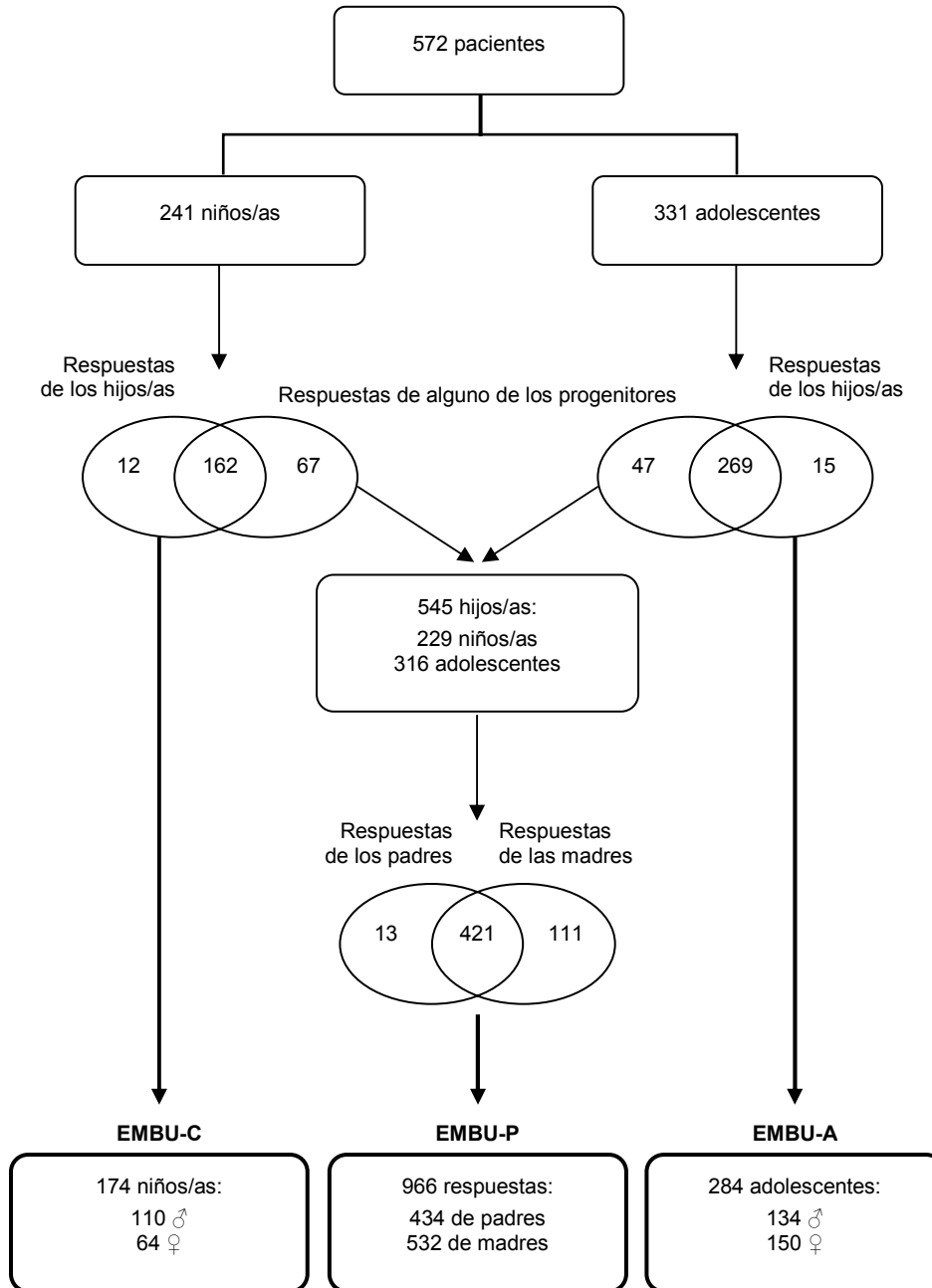


Figura 12: Esquema de la composición de la muestra de niños, adolescentes y progenitores que han participado en la investigación

3.2 INSTRUMENTOS

EDNA-IV. Para evaluar la presencia de psicopatología en los niños y adolescentes se utilizó la adaptación al castellano de la *Diagnostic Interview for Children and Adolescents* (DICA-IV; Reich, 2000). Es una entrevista diagnóstica semiestructurada, que se presenta de forma informatizada. Evalúa los trastornos más prevalentes en niños y adolescentes siguiendo los criterios DSM-IV (APA, 1994). Dispone de tres versiones diferentes: EDNA-C para niños de 8 a 12 años, EDNA-A para adolescentes de 13 a 17 años y EDNA-P para los progenitores o cuidadores principales de hijos de 6 a 17 años. Estas tres versiones tienen una estructura similar y básicamente sólo difieren en la redacción de las preguntas, adaptadas para cada tipo de informante. A partir de las respuestas de la persona entrevistada sobre los problemas examinados se crean los indicadores sobre los diferentes trastornos. La presencia o ausencia de un determinado diagnóstico se establece mediante la combinación de la información proporcionada por los hijos y por sus progenitores: se considera presente si así se deriva a partir de las respuestas de uno o ambos informantes. La EDNA-IV ha mostrado una adecuada fiabilidad entre observadores, con valores del coeficiente kappa entre 0.65 y 1.00 (Ezpeleta et al., 1997; Osa et al., 1996).

EMBU-C. La versión de niños del EMBU (Castro et al., 1993) consta de 41 ítems sobre Rechazo (11), Calidez Emocional (15), Control (10) y Favoritismo (5). El formato de respuesta de los ítems es una escala tipo Likert de 4 puntos, la primera opción con un anclaje verbal negativo (1: no, nunca) y las demás expresan distintos grados de frecuencia en la realización del comportamiento (2: sí, a veces; 3: sí, a menudo; 4: sí, siempre). Los ítems están redactados aludiendo a ambos progenitores y, como se ha expuesto anteriormente, cada ítem se contesta dos veces, primero sobre el padre y después sobre la madre. En el apartado de resultados se ha optado por mantener la numeración original de los ítems (Perris et al., 1980). Para simplificar la presentación de resultados, también se ha optado por abreviar el contenido de cada pregunta (puede consultarse el contenido completo en inglés en Castro et al., 1993). Las puntuaciones de cada escala se obtienen por suma de los valores de los ítems que la conforman, donde un valor mayor indica mayor presencia del constructo evaluado. El tratamiento de los valores desconocidos se describe en el apartado 3.4. En la muestra original de Castro (véase Tabla 4) los valores de consistencia interna (alfa de Cronbach) resultaron moderados, oscilando entre 0.65 (favoritismo de la madre) y 0.78 (rechazo de la madre), excepto para el favoritismo del padre (0.56).

EMBU-A. Se dispuso de las respuestas a los 81 ítems iniciales, por lo que también se ha optado por mantener la numeración original de los mismos, cuyo contenido completo se deriva de los ítems de la versión original de adultos que puede consultarse traducidos al inglés en Perris et al. (1980).

En cuanto a la versión de adolescentes del EMBU de Castro et al. (1990), consta de los mismos 64 ítems sobre Rechazo (25), Calidez Emocional (18), Sobreprotección (16) y Favoritismo (5) análogos a los ítems de la versión de adultos (puede consultarse el

contenido completo en inglés en Arrindell et al., 1994). Los formatos de presentación y de respuesta de los ítems coinciden con los del EMBU-C descritos en el párrafo anterior. Para el cálculo de las puntuaciones por escalas se procede de la misma forma, previa recodificación de los ítems inversos (ítems 27 y 69). En la muestra original de Castro (véase Tabla 4) los valores de consistencia interna resultaron aceptables, oscilando entre 0.73 (sobrepotección del padre) y 0.91 (calidez emocional del padre), a excepción de la escala de favoritismo (valores entre 0.57 y 0.63).

EMBU-P. Al igual que en el caso del EMBU-A descrito en el párrafo anterior, se dispuso de las respuestas a los 81 ítems iniciales. De manera que, como hemos mencionado antes, el contenido completo en inglés de los ítems de la versión para adultos de los que se han derivado los ítems de la versión para progenitores puede consultarse en Perris et al. (1980).

Respecto a la versión de progenitores del EMBU de Castro et al. (1997), consta de 52 ítems sobre Rechazo (13), Calidez Emocional (17), Sobrepotección (19) y Favoritismo (3). El formato de respuesta de los ítems coincide con el del EMBU-C y EMBU-A descritos en los párrafos previos (puede consultarse una traducción en inglés en Castro et al., 1997). Cada uno de los progenitores responde el cuestionario por separado. Para el cálculo de las puntuaciones por escalas se procede de la misma forma, previa recodificación de los ítems inversos (ítem 40 y 69). En la muestra original (Castro et al., 1997) los valores de consistencia interna resultaron aceptables, oscilando entre 0.75 (rechazo) y 0.84 (calidez emocional), excepto para la escala de favoritismo (0.66).

PFR. El Protocolo de Factores de Riesgo es una entrevista estructurada basada en la *Service Utilization and Risk Factors* (SURF; Ezpeleta et al., 2005; Goodman et al., 1998), que se presenta de forma informatizada. Ofrece una amplia información sobre diferentes áreas que pueden influir en la psicopatología y el funcionamiento de niños y adolescentes de 8 a 18 años. Se presenta en dos versiones: PFR-N para niños y adolescentes, y PFR-P para progenitores o cuidadores principales. Para el presente estudio se han usado las dos secciones sobre estilo educativo, comunes a ambas versiones, cuya adaptación puede consultarse en Ezpeleta et al. (2008). La sección de disciplina evalúa siete aspectos sobre el grado de conductas disciplinarias por parte de cada uno de los progenitores hacia el hijo, como mandarle a la habitación, quitarle diversiones, gritarle o pegarle. La sección de supervisión adulta consta de ocho aspectos que valoran el grado en que los progenitores saben dónde, cuándo, con quién y qué hace el hijo cuando está fuera de casa. A cada una de las cuestiones se les asigna un valor entre 0 (no, nunca) y 3 (sí, casi siempre). La puntuación total se obtiene por suma de los ítems que componen cada indicador, previa recodificación de los ítems inversos, y un valor mayor informa de mayor problemática: mayor disciplina dura por parte del padre y de la madre y menor supervisión adulta. En la presente muestra los valores de consistencia interna (y el promedio de correlación entre ítems/correlación ítem-total) son similares a los valores hallados por los autores del instrumento original (Goodman et al., 1998): 0.61 (0.22/0.36) para la disciplina paterna, 0.53 (0.18/0.29) para la disciplina materna y 0.65 (0.19/0.35) para la supervisión adulta.

Además, se han considerado otras preguntas representativas de rechazo y calidez emocional del PFR-N. Respecto al rechazo, se pregunta a los hijos si sus progenitores les han dicho alguna vez que no les querían (0: no; 1: sí). En cuanto a la calidez emocional, los hijos informan si hay alguien para atender sus problemas o interesado por ellos (0: sí; 1: no), lo que constituye un indicador de falta de apoyo familiar. Por último, se ha incluido una valoración de la relación con cada uno de los progenitores (0: bien; 1: regular o mal). Por lo que respecta a los progenitores, se ha incluido una pregunta global del PFR-P: cada uno de los progenitores responde si ha tenido problemas para educar a su hijo (0: no; 1: sí). En todas estas respuestas binarias, la conducta disfuncional se ha codificado con el valor 1, indicativa de mayor riesgo.

3.3 PROCEDIMIENTO

Se llevó a cabo un muestreo intencional, con los criterios de inclusión y exclusión mencionados en el apartado de participantes. A todas las admisiones consecutivas entre enero de 1998 y junio de 2006 se les solicitó si aceptaban participar voluntariamente en el estudio y se pidió el consentimiento informado de los progenitores.

Tras obtener el consentimiento escrito de los progenitores y el consentimiento oral de los hijos, entrevistadores entrenados llevaron a cabo la evaluación clínica por medio de las entrevistas EDNA-IV y PFR. Posteriormente, los participantes contestaron individualmente la versión del EMBU correspondiente: los niños el EMBU-C, los adolescentes el EMBU-A y los progenitores el EMBU-P (versión en papel y lápiz). Los participantes podían aclarar cualquier duda sobre las preguntas de los cuestionarios con la persona evaluadora.

Los datos recogidos forman parte de una investigación más amplia aprobada por el Comité Ético de la Universitat Autònoma de Barcelona y se garantizó la confidencialidad de los mismos.

3.4 GESTIÓN DE LOS DATOS Y ANÁLISIS ESTADÍSTICOS

Los datos del EMBU-C, EMBU-A y EMBU-P se registraron en formularios de papel y posteriormente los documentos con las respuestas a los cuestionarios fueron escaneados. Dado el bajo porcentaje de valores desconocidos en las tres muestras (5.6%, 6.2% y 1.6% en niños, adolescentes y progenitores, respectivamente), en caso de ítems sin respuesta, se imputó el valor de la media del ítem, redondeando al valor entero para mantener el formato de respuesta (Schafer y Graham, 2002).

En primer lugar, se realizó un análisis descriptivo de los ítems de cada una de las versiones del EMBU. Para las versiones de los hijos (EMBU-C y EMBU-A), este análisis se realizó por separado para las respuestas sobre el padre y sobre la madre. En el caso del EMBU-P, como ya se ha descrito en el apartado de instrumentos, cada uno de los progenitores contesta el test por separado, por lo que este análisis descriptivo de las respuestas del padre y de la madre se realizó de forma independiente.

La evaluación de la estructura interna y el estudio de la invariancia de los parámetros se llevó a cabo mediante análisis factorial confirmatorio. El método de estimación fue el de máxima verosimilitud (*Maximum Likelihood*, ML) de los programas AMOS 7.0 (AMOS, 2006; Arbuckle, 2006) y Lisrel 8.51 (Jöreskog y Sörbom, 2001). Se analizó la matriz de covariancias. Para cada una de las versiones del EMBU se evaluaron los modelos que se han descrito en la sección de objetivos.

En el caso de los hijos (EMBU-C y EMBU-A), las respuestas sobre el padre y sobre la madre se han considerado como un factor de medidas repetidas. En ambos casos se definió la misma configuración para las respuestas sobre el padre y sobre la madre. Se permitió que todos los factores correlacionaran entre sí y las covariancias entre unicidades de ítems análogos (entre las respuestas sobre el padre y sobre la madre a un mismo ítem) se estimaron libremente (Ferrando, 2000; Pousette y Jacobsson, 1999) (en el Anexo A se ilustra este procedimiento). En el caso de los progenitores (EMBU-P), las respuestas del padre y de la madre constituyen un diseño multimuestra y se definió la misma configuración para ambos grupos de respuestas. Dentro de cada grupo se permitió que todos los factores correlacionaran entre sí, pero en cambio, las covariancias entre unicidades de los ítems se fijaron a cero (véase, por ejemplo, Byrne, 2004; Gómez, 1996) (en el Anexo B se ilustra este procedimiento). Dado que en un trabajo previo no se hallaron diferencias en la estructura interna del EMBU-P en función de la edad del hijo (Penelo, Viladrich y Domènech, 2007), se han considerado las respuestas de los niños y de los adolescentes de forma agrupada.

La bondad de ajuste se evaluó mediante diversos índices, basados en las recomendaciones de McDonald y Ho (2002) y Miles y Shevlin (2007): ji-cuadrado, cociente entre el valor ji-cuadrado y los grados de libertad (CMIN/gl), el índice de ajuste no normado NNFI (*Non-Normed Fit Index*; Bentler y Bonett, 1980) o índice de Tucker-Lewis TLI (*Tucker-Lewis Fit Index*; Bollen, 1989), el índice de ajuste comparativo CFI (*Comparative Fit Index*; Bentler, 1990), el error de aproximación cuadrático medio RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*; Steiger y Lind, 1980), el residual estandarizado cuadrático medio SRMR (*Standardized Root Mean square Residual*) y el índice esperado de validación cruzada ECVI (*Expected Cross Validation Index*; Browne y Cudeck, 1989). Dado que el uso de los umbrales para interpretar varios índices como satisfactorios, como, por ejemplo, los índices incrementales o RMSEA, han sido cuestionados (Chen Curran, Bollen, Kirby y Paxton, 2008; Fan y Sivo, 2007; Markland, 2007; Marsh, Hau y Grayson, 2005), se ha optado por comparar los diferentes índices de ajuste entre modelos alternativos, en lugar de aplicar puntos de corte fijos (Gutiérrez, Peri, Torres, Caseras y Valdés, 2007; Millsap, 2007). En este sentido, valores menores

de CMIN/gl, RMSEA, SRMR y ECVI y valores más próximos a 1 de TLI y CFI son indicadores de una mejor bondad de ajuste. Para la evaluación de SRMR se tuvo en cuenta que este índice tiende a tomar valores menores debido a la presencia de más parámetros en el modelo o muestras más grandes (Garson, s.f.).

En cada caso, el modelo mejor ajustado se estableció como punto de partida para mejorarlo con los datos provenientes del mismo estudio, probando un modelo ligeramente menos restringido y más comparable al análisis factorial exploratorio llevado a cabo en la mayoría de estudios previos, según el procedimiento de Van Prooijen y Van der Kloot (2001) para datos de estudios diferentes. El proceso por pasos consistió en ir liberando los parámetros de los ítems con cargas factoriales inferiores a 0.30, permitiendo que saturaran en el resto de factores. Se seleccionó el mejor modelo atendiendo a una disminución considerable del valor de ji-cuadrado y la obtención de cargas factoriales más elevadas y estadísticamente significativas. Este modelo refinado se estableció como línea base para el estudio de la invariancia factorial.

Para evaluar la invariancia de los parámetros de cada modelo se siguió un análisis secuencial, según los criterios de Vandenberg y Lance (2000). En cada paso se añadieron restricciones al modelo de línea base, restringiendo sucesivamente tipos de parámetros con el supuesto de invariancia entre respuestas, por este orden: cargas factoriales (λ o parámetro de discriminación) y covariancias factoriales (ϕ_{ij}). Estos modelos anidados se compararon mediante la diferencia del valor de ji-cuadrado respecto a la diferencia de los grados de libertad. En el primer modelo (de línea base), todos los parámetros se estimaron libremente en cada grupo de respuestas. La única restricción impuesta para permitir la identificación del modelo fue fijar a 1 el valor de una carga factorial de un ítem en cada factor.

Como medida de comprobación, ante posibles vulneraciones moderadas al supuesto de normalidad de los datos, se aplicó una transformación *logit* a los datos originales con el fin de normalizarlos. A continuación, se volvió a aplicar el proceso de invariancia con el método de estimación ML y se analizó si los parámetros fijados como equivalentes y los parámetros libres entre grupos de respuestas eran los mismos en cada paso. Se calculó la correlación de Pearson entre los parámetros estandarizados de cada modelo final con los datos transformados y los parámetros estandarizados obtenidos con los datos originales. La similitud entre los dos análisis se consideró un indicador de la bondad de las estimaciones de los parámetros obtenidos con los datos originales mediante la estimación máximo-verosímil y la escasa influencia de la posible vulneración de la normalidad de los ítems de los cuestionarios (P.J. Ferrando, comunicación personal, 18 de enero de 2007).

Además, en el caso de obtener un ajuste discreto con el método de estimación ML, se calculó el ajuste del modelo con el método de mínimos cuadrados no ponderados (*Unweighted Least Squares*, ULS), especialmente apropiado para muestras relativamente pequeñas y modelos complejos (Jöreskog, 2003), con el fin de obtener un índice de ajuste con criterios más simples (P.J. Ferrando, comunicación personal, 28 de

abril de 2009). El índice de ajuste usado con la estimación mediante ULS fue el índice de bondad de ajuste GFI (*Goodness of Fit Index*; Tanaka y Huba, 1985), y valores más próximos a 1 son indicadores de un mejor ajuste.

La comparación de la estructura interna de los cuestionarios en muestra clínica con la estructura obtenida en estudios previos se evaluó mediante dos procedimientos, dependiendo de los datos disponibles y la técnica de factorización empleada en los trabajos publicados. Si se disponía de la solución del análisis factorial confirmatorio, utilizamos la misma técnica de análisis factorial confirmatorio; por el contrario, para la comparación con los estudios que habían utilizado una aproximación exploratoria, calculamos un coeficiente de comparación de factores.

En consecuencia, en el caso del EMBU-A, se comparó la estructura interna de las respuestas de los adolescentes con dos estudios previos llevados a cabo con análisis factorial confirmatorio (Aluja et al., 2006a; Gerlsma et al., 1991). Se utilizó el programa Lisrel 8.51 (Jöreskog y Sörbom, 2001), con el método de máxima verosimilitud. Se analizó la matriz de correlaciones de las respuestas sobre cada progenitor por separado. En cada análisis, el modelo inicial se basó en la estructura publicada por los dos estudios previos mencionados, con todos los valores de los parámetros estimados libremente. El valor ji-cuadrado de este modelo y sus grados de libertad se usaron como valores basales para la comparación con todos los modelos siguientes que se especificaron. El modelo totalmente restringido correspondía al modelo con todas las cargas factoriales y las correlaciones entre factores fijadas a los valores publicados en los dos estudios mencionados.

En cambio, en relación con estudios anteriores de carecer exploratorio, se comparó la estructura interna de las respuestas en nuestras muestras clínicas con diez soluciones factoriales publicadas en muestras de España, Holanda, Japón y Portugal, principalmente de población comunitaria. Para ello, reproducimos con nuestros datos las diez soluciones factoriales publicadas, con el programa SPSS 15 (SPSS Inc, 2006), y procedimos a comparar ambas series de cargas factoriales, incluyendo todas las posibles combinaciones de pares de factores. En función de la información publicada en los estudios previos, se calcularon dos tipos de indicadores de congruencia. El estudio de Aluja et al. (2006a) incluía cuatro estructuras alternativas y reproducía todas las cargas factoriales obtenidas con análisis factorial y rotación oblimin directa, por lo que se calculó el coeficiente de congruencia (ϕ) definido por Tucker (1951) de las cargas factoriales de la matriz patrón. Los seis estudios restantes (Arrindell et al., 1983; Canavarró et al., 2007; Castro et al., 1993, 1997; Markus et al., 2003; Someya et al., 1999) sólo mostraban las cargas factoriales destacadas (≥ 0.30 en valor absoluto) calculadas con análisis en componentes principales y rotación varimax. En este caso, los valores bajos no publicados se sustituyeron por cero y los valores iguales o superiores a 0.30 se sustituyeron por uno (Guadagnoli y Velicer, 1991). Se calculó el coeficiente de concordancia Kappa (κ) de Cohen (1960). Se adoptaron los puntos de corte recomendados por Guadagnoli y Velicer (1991): para los pares de factores

análogos, $\varphi > 0.90$ o $\kappa > 0.75$ indican un buen acuerdo y $\varphi > 0.80$ o $\kappa > 0.40$ un acuerdo moderado; para los pares de factores no análogos se esperan valores $\varphi < 0.30$ o $\kappa < 0$.

El resto de análisis estadísticos se llevaron a cabo con el programa SPSS 15 (SPSS Inc, 2006). Con el fin de comparar nuestros resultados con estudios previos (Aluja et al., 2006a; Arrindell et al., 1994, 1999, 2005; Canavarró y Pereira, 2007; Castro et al., 1993, 1997; Dekovic et al., 2006; Delforge et al., 2008; Gerlsma et al., 1991; Laldinpuie y Singh, 2002; Markus et al., 2003; Márquez-Caraveo et al., 2007; Muris, Meesters y van Brakel, 2003), se añadió el cálculo de los coeficientes de correlación de Pearson entre las puntuaciones directas de cada escala.

La fiabilidad de consistencia interna de cada escala se determinó mediante el coeficiente alfa de Cronbach. Para interpretar la magnitud de los valores obtenidos se adoptaron los criterios de Nunnally y Bernstein (1995). Para cada escala del EMBU-C y el EMBU-A se compararon los valores de alfa de Cronbach de las respuestas sobre cada progenitor con la prueba para muestras relacionadas (Feldt, 1980). Y para cada escala del EMBU-P se compararon dichos valores de alfa de las puntuaciones proporcionadas por cada progenitor con la prueba para muestras independientes (Feldt, Woodruff y Salih, 1987). Además, a partir del coeficiente de consistencia interna y la desviación estándar de las puntuaciones de cada escala se calculó el error estándar de medida de cada escala. Con los valores del error estándar de medida se calculó la amplitud del intervalo de confianza del 95% para la estimación de la puntuación verdadera de cada escala. También se calculó el promedio de las correlaciones entre los ítems de cada escala.

Adicionalmente, la relación entre los ítems y las puntuaciones por escalas se calculó mediante la correlación de Pearson, convenientemente corregida cuando el ítem forma parte de la escala. Se adoptó el criterio de Ware y Gandek (1998) y Labiris et al. (2008), según el cual la correlación de un ítem con su propia escala (índice clásico de discriminación) debería ser mayor a la correlación del ítem con las otras escalas en, al menos, dos veces el error estándar [$2EE = 2 \cdot (1/\sqrt{n})$, donde EE es el error estándar y n el tamaño de la muestra]. En el caso de escalas inversamente relacionadas se consideraron los coeficientes de correlación en valor absoluto. Además, la capacidad discriminativa de los ítems se estudió también mediante la comparación de grupos extremos, para disponer de un índice alternativo no basado en la correlación ítem-total. Se calculó la diferencia de medias de cada ítem entre el grupo con un 33% superior y el 33% inferior en la puntuación de la escala a la que pertenece el ítem.

Se aplicó un análisis de la variancia a las puntuaciones de cada una de las escalas por separado, para estudiar la relación con el sexo y la edad del hijo y con el sexo del progenitor y para evaluar el efecto conjunto de los tres factores, de forma análoga a estudios previos (Dekovic et al., 2006; Laldinpuie y Singh, 2002). Para las escalas del EMBU-C y el EMBU-A, el diseño empleado fue un factorial 2x2x2 mixto (sexo del hijo x grupo de edad x progenitor), en el que las respuestas del hijo sobre su padre y sobre su madre se han considerado como un factor de medidas repetidas. Para el factor edad,

se establecieron dos grupos: en niños, se distinguió entre niños más pequeños (8 a 10 años) y niños preadolescentes (11 y 12 años), mientras que en adolescentes se distinguió entre adolescentes menores (13 a 15 años) y adolescentes mayores (16 a 18 años). Para las escalas del EMBU-P, se evaluó un diseño factorial 2x4x2 de datos independientes (sexo del hijo x grupo de edad x progenitor), y se definieron los mismos cuatro grupos de edad de los hijos.

Para evaluar la validez convergente se calculó el coeficiente de correlación entre las puntuaciones por escalas de cada versión del EMBU y las medidas obtenidas a partir de la entrevista clínica con el PFR. En el caso de los indicadores cuantitativos (disciplina dura y supervisión adulta) se calculó la correlación de Pearson, mientras que para las preguntas binarias se calculó la correlación biserial puntual. En la versión de niños y adolescentes estas preguntas con respuesta dicotómica corresponden a dos preguntas sobre la ausencia de afecto y la falta de apoyo, mientras que la versión de progenitores del PFR no dispone de preguntas de este tipo.

También se estudió la validez concurrente del EMBU, tomando como criterio una de las preguntas globales del PFR. En la versión de niños y adolescentes esta pregunta se refiere a la calidad de la relación del hijo con cada progenitor y en la versión de progenitores se trata de una pregunta general sobre si la educación del hijo ha sido problemática. Estos análisis se realizaron con regresión logística binaria, ajustando por el sexo y la edad del hijo. En el caso de los hijos, se evaluaron de forma separada las respuestas sobre el padre y sobre la madre; y en el caso de los progenitores, se evaluaron por separado las respuestas otorgadas por el padre y las otorgadas por la madre. La calibración de cada modelo se determinó con el índice de Hosmer-Lemeshow (H-L; $p > 0.05$) y la bondad de ajuste con el índice R^2 de Nagelkerke. Además, se calculó el área bajo la curva AUC (*Area Under Curve*) del procedimiento ROC (*Receiver Operating Characteristic*), con el fin de evaluar la capacidad discriminativa de las puntuaciones del EMBU para identificar participantes con respuestas afirmativas a estas preguntas globales del PFR.

Finalmente, para estudiar la relación entre las respuestas dadas por los hijos con el EMBU-C y el EMBU-A y por sus progenitores con el EMBU-P, se calcularon los coeficientes de correlación de Pearson entre escalas análogas. En el caso en que la estructura de las versiones de los hijos y de los padres coincidió, adicionalmente se calcularon los coeficientes de correlación intraclase, como medida de acuerdo entre informantes, y se hizo la representación gráfica de las puntuaciones análogas con el método Bland-Altman.

4 RESULTADOS

4.1 EMBU-C

a) Análisis descriptivo de los ítems

Tabla 6: Índices descriptivos de los ítems del EMBU-C (separado para cada progenitor)

Ítem	padre				madre			
	Media	DE	A	C	Media	DE	A	C
R16-Padres te querían menos	1.23	0.65	3.08	9.05	1.33	0.78	2.48	5.16
R17-Padres más injusto contigo	1.21	0.64	3.29	10.27	1.28	0.72	2.76	6.77
R33-Padres te han tratado oveja negra	1.63	1.00	1.52	1.02	1.66	1.02	1.43	0.73
R34-Padres querían fueras diferente	1.42	0.90	2.09	3.04	1.45	0.92	1.97	2.55
R44-Padres son tacaños	1.43	0.83	2.16	3.93	1.45	0.84	1.98	3.04
R57-Padres disconforme con conducta	2.01	0.99	0.81	-0.33	2.11	0.96	0.68	-0.41
R59-Padres han dicho que vago-inútil	1.31	0.71	2.61	6.50	1.45	0.84	1.92	2.74
R61-Padres te responsabilizan	1.59	0.91	1.61	1.73	1.72	0.99	1.28	0.50
R65-Padres han pegado sin motivo	1.10	0.39	4.55	24.05	1.14	0.47	3.98	18.07
R76-Padres enfadados sin motivo	1.32	0.65	2.35	5.67	1.41	0.79	2.03	3.40
E2-Padres te han demostrado cariño	2.99	0.98	-0.50	-0.91	3.26	0.89	-1.04	0.20
E13-Padres han perdonado trastadas	2.77	1.06	-0.18	-1.27	2.87	0.98	-0.14	-1.29
E21-Padres te han animado	3.29	0.96	-1.12	0.07	3.37	0.94	-1.28	0.39
E32-Padres te han ayudado ante cosas	3.07	1.06	-0.77	-0.73	3.28	0.95	-1.04	-0.15
E39-Padres satisfechos contigo	3.06	1.01	-0.60	-0.93	3.11	0.98	-0.74	-0.63
E40-Padres confían en hijo	2.34	1.01	0.29	-0.98	2.34	0.99	0.28	-0.93
E41-Padres respetan opiniones hijo	2.85	1.01	-0.27	-1.17	2.91	0.96	-0.38	-0.93
E43-Padres quieren estar al lado hijo	3.61	0.81	-2.14	3.68	3.67	0.79	-2.45	5.04
E47-Padres han dado buena niñez	3.19	1.03	-0.91	-0.54	3.29	1.03	-1.23	0.17
E48-Padres han alabado comportamiento	2.69	0.98	-0.06	-1.07	2.74	0.97	-0.11	-1.07
E54-Padres han dado apoyo emocional	3.09	1.07	-0.73	-0.90	3.35	0.92	-1.24	0.44
E62-Padres te han aceptado tal cual	3.31	0.98	-1.18	0.15	3.33	0.94	-1.20	0.27
E67-Padres han participado diversiones	2.57	1.04	-0.01	-1.17	2.44	0.96	0.25	-0.88
E74-Padres cariñosos y tiernos	3.72	0.74	-2.71	6.29	3.68	0.80	-2.48	4.86
E81-Padres satisfechos por hijo	2.99	1.03	-0.62	-0.84	3.14	1.01	-0.90	-0.40
C14-Padres han decidido por ti	1.72	0.96	1.21	0.38	2.20	1.14	0.43	-1.23
C18-Padres han prohibido muchas cosas	2.13	1.06	0.56	-0.90	2.32	1.07	0.36	-1.11
C20-Padres quieren saber qué haces	2.99	1.09	-0.61	-1.02	3.20	1.05	-0.98	-0.40
C25-Padres se han entristecido por ti	1.61	0.88	1.51	1.54	1.66	0.94	1.36	0.83
C42-Padres inmiscuyen cosas hijo	2.11	1.15	0.53	-1.18	2.53	1.21	-0.04	-1.55
C45-Padres chantajistas afectivos	1.30	0.66	2.56	6.62	1.37	0.70	2.13	4.42
C46-Padres son desconfiados	2.08	0.99	0.73	-0.44	2.33	1.04	0.41	-0.98
C50-Padres han negado necesidades	1.47	0.86	1.87	2.55	1.54	0.89	1.64	1.71
C51-Padres desagrada comportamiento	2.41	1.08	0.24	-1.21	2.44	1.07	0.24	-1.19
F3-Padres han mimado más que a otro	1.72	1.00	1.25	0.36	1.78	0.99	1.09	0.04
F10-Padres han dado cosas sólo a ti	1.78	0.95	1.04	0.04	1.83	1.01	0.96	-0.28
F29-Padres te querían más	1.16	0.56	4.16	17.47	1.25	0.68	3.08	9.04
F79-Padres piensan eres el preferido	1.36	0.83	2.41	4.68	1.37	0.83	2.30	4.14
F80-Padres culpan a otros por ti	1.22	0.57	3.00	9.75	1.23	0.56	2.95	9.79

DE = Desviación Estándar; A = Asimetría; C = Curtosis; R: Rechazo; E: Calidez Emocional; C: Control; F: Favoritismo.
La numeración de los ítems es la original de Perris et al. (1980)

En la Tabla 6 se muestra el valor de la media, desviación estándar, asimetría y curtosis de cada ítem, para las respuestas sobre cada progenitor. En todos los ítems se observó un valor mínimo de 1 y un valor máximo de 4. Sólo en el caso del ítem E74 el porcentaje de la opción de respuesta negativa excedió el límite considerado usualmente como admisible (<5% o >95%) (Streiner y Norman, 2003), dado que tan sólo un 4.2% de los participantes contestaron negativamente sobre el padre, pero se optó por mantener el ítem, ya que en las respuestas sobre la madre se superó dicho criterio. En la Figura 13 se presentan los gráficos de caja de cada uno de los ítems, para las respuestas de los niños sobre cada uno de los progenitores.

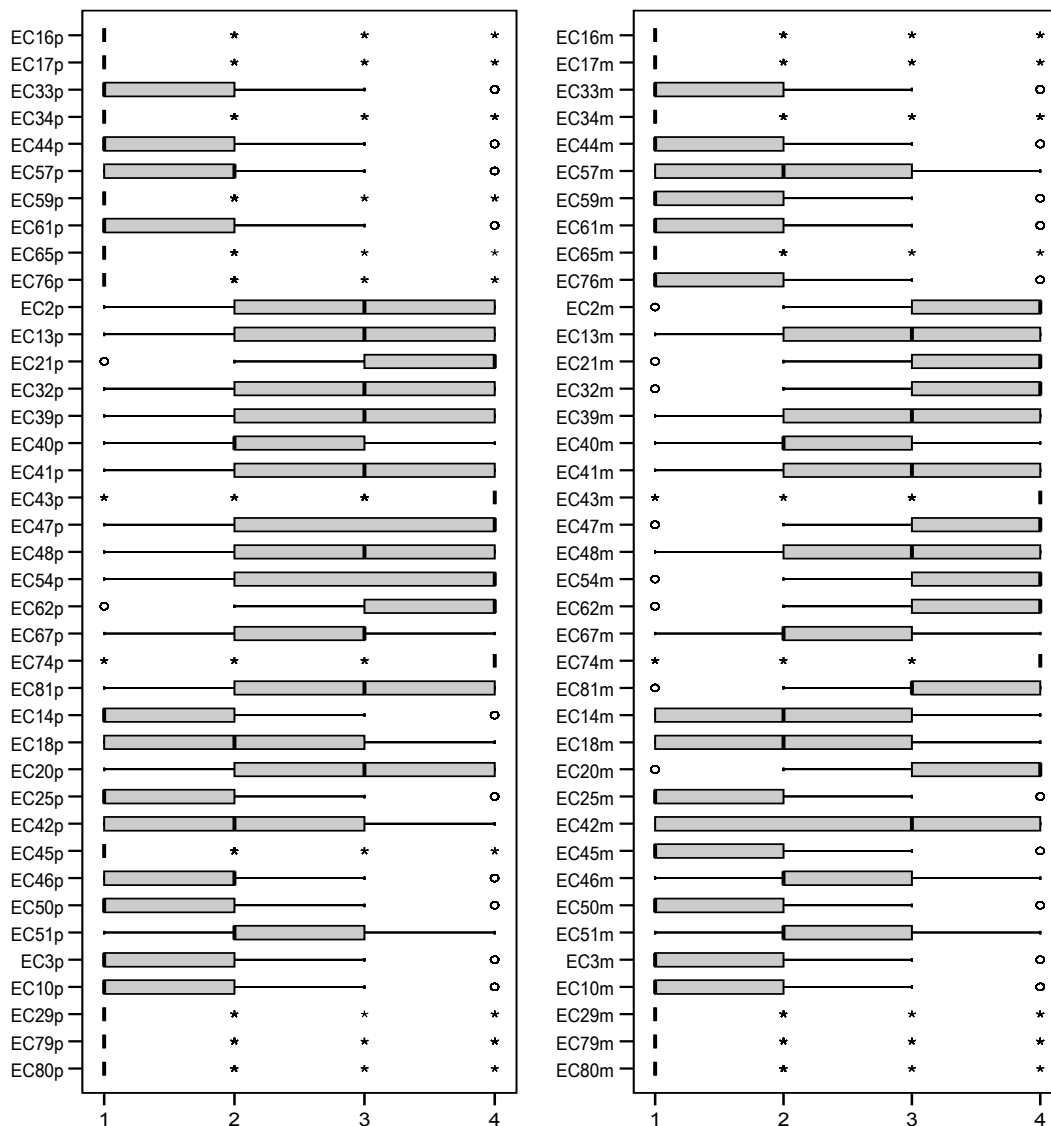


Figura 13: Gráficos de caja de los ítems del EMBU-C: respuestas sobre el padre (izquierda) y sobre la madre (derecha)

Tabla 7: Índices de ajuste del análisis factorial confirmatorio de los modelos alternativos del EMBU-C

Modelo evaluado	χ^2	gl	p	χ^2/gl	TLI	CFI	RMSEA	SRMR	ECVI
A: 4 factores (R, E, C, F)	5314.3	2858	<.001	1.86	.763	.775	.070	.100	33.30
B: 3 factores (R, E+C, F)	5474.6	2860	<.001	1.91	.748	.760	.073	.191	34.20
C: 3 factores (R, E, C)	3902.1	2161	<.001	1.81	.801	.811	.068	.094	24.69
D: 2 factores (R+C, E)	4082.5	2163	<.001	1.89	.781	.792	.072	.208	25.71

Nota: gl: grados de libertad; χ^2/gl : Ji-cuadrado/grados de libertad; TLI: Índice de Tucker-Lewis; CFI: Índice de ajuste comparativo; RMSEA: Error de aproximación cuadrático medio; SRMR: Residual estandarizado cuadrático medio; ECVI: Índice esperado de validación cruzada

La mediana de los valores de asimetría (en valor absoluto) fue 1.2 y la mediana de los valores de curtosis (en valor absoluto) fue 1.2 (respuestas sobre el padre) y 1.1 (respuestas sobre la madre). Estos valores están dentro del rango de valores que pueden considerarse como aceptables para aplicar análisis factorial confirmatorio (Boomsma, 1987), ya que el método de estimación de máxima verosimilitud funciona relativamente bien con datos que se alejan moderadamente de la normalidad (Olsson, Foss, Troye y Howell, 2000), y el sesgo sobre la estimación de los errores estándar de los parámetros será como máximo del 10% (Lei y Lomax, 2005). No obstante, cabe destacar los elevados valores de asimetría y curtosis de los ítems R65 y, en menor medida, F29.

b) Estructura interna

I. Evaluación de modelos alternativos

En la Tabla 7 se presentan los índices de ajuste de los cuatro modelos evaluados con análisis factorial confirmatorio y estimación ML. Estos modelos incluyen conjuntamente las respuestas sobre el padre y sobre la madre (véase Anexo A).

El modelo A se corresponde con la estructura del EMBU-C propuesta por Castro et al. (1993). El modelo B está anidado en el A, ya que se ha establecido la misma configuración, pero añadiendo la restricción que la covarianza entre los factores Calidez Emocional y Control sea 1, tanto para las respuestas sobre el padre como sobre la madre, siguiendo la idea de Markus et al. (2003). Al tratarse de modelos anidados, se procedió a compararlos entre sí. El empeoramiento del ajuste fue estadísticamente significativo [$\Delta\chi^2(2)=160.3$; $p<0.001$], por lo que se puede descartar que Calidez Emocional y Control formen una sola dimensión. La misma idea se aplicó a los modelos de tres factores (modelo C) según Muris et al. (1998) y de dos factores (modelo D: covarianza entre los factores Rechazo y Control fijada a 1) de Muris et al. (1996), cuya diferencia también resultó estadísticamente significativa [$\Delta\chi^2(2)=180.4$; $p<0.001$], empeorando también considerablemente el modelo al considerar Rechazo y Control como una sola dimensión. Por ello, los modelos que contemplan los ítems de la

escala Control agrupados con los de otra escala, en vez de como un factor aislado, no parecen ser adecuados.

Respecto a los dos modelos que consideran cada escala como un factor separado (modelos A y C), el modelo que mostró un mejor ajuste fue el que seguía la propuesta de Muris et al. (1998) de tres factores (destacado en negrita). Aunque comparar modelos no anidados resulta difícil, apoyamos esta afirmación especialmente en el valor del índice SRMR. Este índice, que tal como hemos dicho, suele favorecer a los modelos con más parámetros, resultó más satisfactorio para el modelo C, que consta de menos parámetros que el modelo A. El límite superior del intervalo de confianza al 90% (en adelante, IC 90%) del índice RMSEA fue igual o inferior a 0.076 en los cuatro modelos evaluados.

También, el modelo C (escalas de Rechazo, Calidez Emocional y Control) fue el que mostró las cargas factoriales más acordes con las expectativas teóricas: todos los ítems de Rechazo y Calidez Emocional y cuatro de los ítems de Control obtuvieron cargas factoriales mayores a 0.30 en sus factores en ambos conjuntos de respuestas. Y los restantes cinco ítems de Control se comportaron de la forma siguiente: un ítem (20) obtuvo una carga mayor a 0.30 en las respuestas sobre el padre y de 0.25 sobre la madre; otro ítem (14) obtuvo cargas entre 0.20 y 0.30 en las respuestas de ambos progenitores: en dos ítems la carga factorial fue menor a 0.20 en las respuestas sobre un progenitor (ítem 18 al responder sobre el padre e ítem 51 al contestar sobre la madre); y únicamente en un ítem (50) las cargas factoriales fueron menores a 0.10 en las respuestas sobre ambos progenitores. Las cuatro covariancias factoriales entre Calidez Emocional y Control resultaron ser estadísticamente no significativas, tanto intraprogenitor como interprogenitores. El resto de covariancias factoriales fueron estadísticamente significativas, con valores absolutos estandarizados entre 0.30 y 0.78.

Este modelo de 34 ítems y tres factores se estableció como punto de partida para intentar mejorar el ajuste, probando un modelo ligeramente menos restringido, según el procedimiento sugerido por Van Prooijen y Van der Kloot (2001). El único cambio destacable atribuible a una posible mala especificación de las cargas factoriales se obtuvo al permitir que el ítem 20 (Control) pesara también en el factor Rechazo, teniendo en cuenta su contenido. Adicionalmente, las correlaciones entre Calidez Emocional y Control se fijaron a 0, con base en dos criterios: la falta de significación estadística y los resultados previos en otras versiones del EMBU, donde no se obtuvo relación entre estas escalas. Los índices de ajuste de este modelo refinado mejoraron ligeramente (Tabla 8, Modelo 1) respecto a los del modelo inicial (modelo C) que ya hemos mostrado en la Tabla 7.

Tabla 8: Índices de ajuste del análisis de equivalencia factorial del modelo modificado del EMBU-C

Modelo (M)	Índices de bondad de ajuste							Comparación	
	χ^2 (gl)	χ^2 /gl	TLI	CFI	RMSEA	SRMR	ECVI	$\Delta\chi^2$ (Δ gl)	p
M1: Misma configuración	3872.4 (2163)	1.79	.805	.814	.068	.088	24.50		
M2: Equivalencia λ	3922.6 (2195)	1.79	.805	.813	.067	.090	24.42		
M2 vs. M1								50.2 (32)	.021
M2a: M2 menos λ_{51}	3916.0 (2194)	1.78	.806	.813	.067	.090	24.39		
M2a vs. M1								43.6 (31)	.066
M3: M2a y equivalencia φ_{ij}	3919.4 (2198)	1.78	.806	.813	.067	.090	24.37		
M3 vs. M2a								2.4 (4)	.493

Nota: gl: grados de libertad; χ^2 /gl: Ji-cuadrado/grados de libertad; TLI: Índice de Tucker-Lewis; CFI: Índice de ajuste comparativo; RMSEA: Error de aproximación cuadrático medio; SRMR: Residual estandarizado cuadrático medio; ECVI: Índice esperado de validación cruzada

λ : cargas factoriales; φ_{ij} : covariancias factoriales

II. Invariancia

A su vez, este modelo refinado se estableció como línea base para la prueba de equivalencia entre la estructura de las respuestas relativas a la madre y las relativas al padre (Tabla 8, Modelo 1). No se hallaron diferencias estadísticamente significativas entre el Modelo 1 y el Modelo 3 (en negrita en la Tabla 8). Por ello, el Modelo 3 se consideró como el modelo final. Todos los parámetros fueron estadísticamente significativos ($p < 0.01$) excepto la carga factorial del ítem 50. A su vez, todos los parámetros resultaron equivalentes entre las respuestas sobre el padre y sobre la madre, excepto una carga factorial (ítem 51), mayor en las respuestas sobre el padre. El límite superior del IC 90% del índice RMSEA fue 0.071.

La Figura 14 muestra las cargas factoriales estandarizadas (parámetro λ o de discriminación) y las correlaciones entre factores (parámetro ϕ_{ij}).

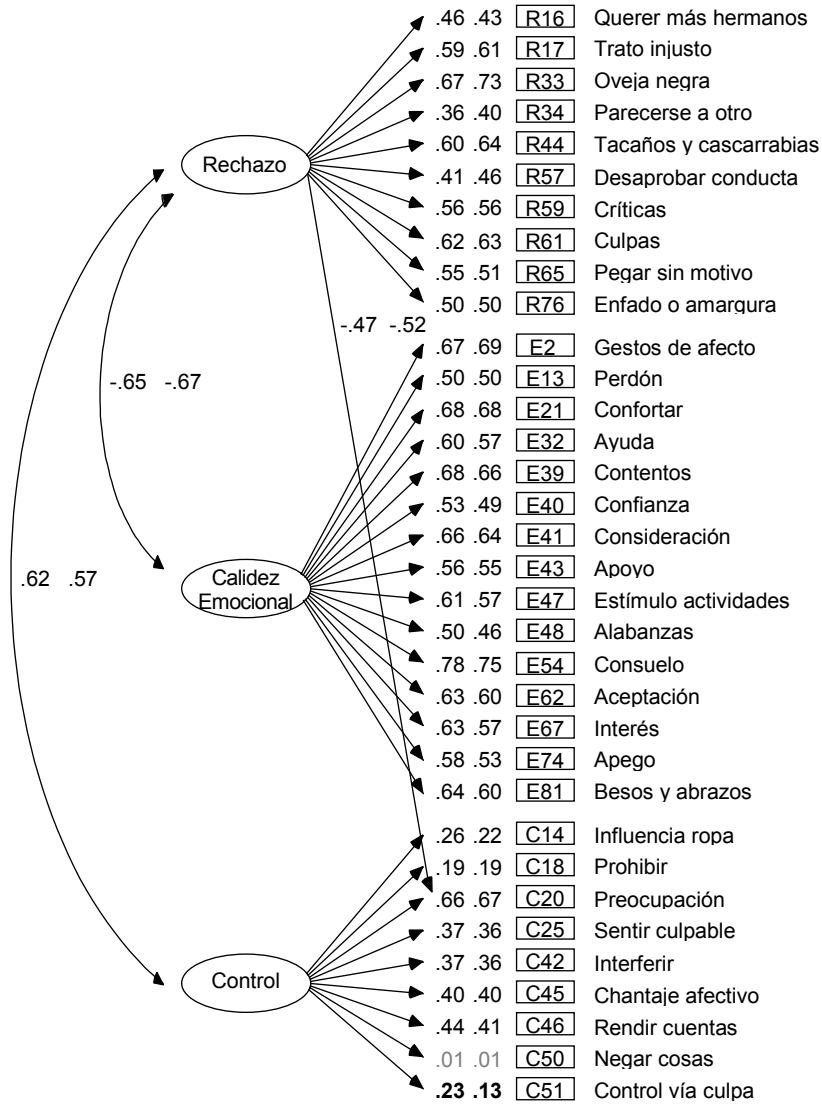


Figura 14: Parámetros estimados (cargas factoriales estandarizadas y correlaciones entre factores) del modelo final del EMBU-C (Modelo 3, véase Tabla 8)

A la izquierda se muestran las cargas factoriales estandarizadas y las covariancias factoriales estandarizadas relativas a las respuestas sobre el padre y a la derecha los parámetros correspondientes a las respuestas sobre la madre. Nótese que aunque las cargas factoriales no estandarizadas sean estadísticamente equivalentes, sus valores estandarizados pueden diferir. Lo mismo sucede con las covariancias entre factores y sus correlaciones.

En negrita: parámetros que difieren estadísticamente entre las respuestas sobre ambos progenitores; en gris: parámetros no significativos ($p > 0.05$); se han omitido las covariancias entre errores y entre factores interprogenitor.

Todas las cargas factoriales estandarizadas de los ítems de Rechazo y Calidez Emocional fueron mayores a 0.35. Lo mismo ocurre con cinco de los nueve ítems de Control, mientras que los cuatro ítems restantes de esta escala obtuvieron cargas factoriales más discretas, aunque estadísticamente significativas excepto en el caso del ítem C50, tal como se ha mencionado antes. Asimismo, el factor de Rechazo mostró correlaciones considerables con los dos factores restantes, positiva con Control y negativa con Calidez Emocional.

Respecto a los datos no incluidos en la Figura 14, cabe aclarar que las correlaciones entre las respuestas sobre el padre y sobre la madre de los factores análogos oscilaron entre 0.68 (Control) y 0.79 (Calidez Emocional). Las correlaciones entre factores no análogos entre las respuestas de un progenitor y el otro progenitor reflejaron las relaciones halladas entre los mismos factores no análogos en cada grupo de respuestas (mostradas en la Figura 14), siendo las magnitudes algo menores. En el Anexo C puede consultarse la solución completa, que incluye las estimaciones de todos los parámetros del Modelo 3.

El procedimiento de equivalencia factorial con los datos transformados mediante la transformación *logit* fue el mismo que el mostrado con los datos originales en la Tabla 8. La correlación entre los parámetros de ambas soluciones fue 0.994. Asimismo, el valor de GFI de los mismos modelos de la Tabla 7 estimados con ULS fue 0.88 para el modelo A, 0.74 para el modelo B, 0.91 para el modelo C y 0.75 para el modelo D. El valor de GFI del mismo modelo final de la Figura 14 estimado con ULS fue 0.90. Dado que los análisis llevados a cabo con los tres procedimientos llevan a resultados similares, sólo mostramos los resultados relativos a los análisis con los datos originales mediante ML.

El resto de análisis que se presentan en este apartado se han realizado a partir de las puntuaciones totales obtenidas por suma directa de los ítems que componen cada escala. Los estadísticos descriptivos se presentan en la Tabla 10 y se comentarán más adelante. En cuanto a los coeficientes de correlación entre las puntuaciones por escalas, que tal como hemos explicado en el apartado de método han sido calculados adicionalmente con el fin de comparar nuestros resultados con estudios previos, proporcionan valores atenuados. Efectivamente, fueron negativos pero algo menores entre Rechazo y Calidez Emocional (-0.50 padres y -0.59 madres), positivos pero bastante menores entre Rechazo y Control (0.28 padres y 0.35 madres) y bajos o nulos entre Calidez Emocional y Control (0.20 padres y 0.01 madres).

Tabla 9: Correlación inter-ítems, fiabilidad de consistencia interna y error estándar de medida (EEM) de las escalas del EMBU-C, separado para las respuestas sobre cada progenitor

Escala	Nº ítems	promedio correlación inter-ítems (valor mínimo/valor máximo)		alfa de Cronbach			EEM	
		padre	madre	padre	madre	p*	padre	madre
Rechazo	10	0.22 (0.00/0.60)	0.32 (0.11/0.60)	0.73	0.82	<.001	2.21	2.23
Calidez Emocional	15	0.36 (0.15/0.59)	0.35 (0.09/0.56)	0.89	0.89	.349	3.07	2.96
Control	9	0.09 (-0.07/0.30)	0.11 (-0.08/0.33)	0.47	0.51	.245	2.81	2.90

* prueba de significación de la comparación entre los valores de alfa de Cronbach de las respuestas sobre el padre y sobre la madre

c) Fiabilidad de consistencia interna y homogeneidad de las escalas

En la Tabla 9 se presenta el promedio de las correlaciones entre los ítems de cada escala, así como el valor mínimo y máximo, el valor del alfa de Cronbach de cada escala y el resultado de la prueba de significación de la comparación entre los valores hallados para las respuestas sobre cada progenitor. Las escalas Rechazo y Calidez Emocional mostraron unos niveles de consistencia interna aceptables, mientras que los valores de Control resultaron insuficientes. Sólo se observaron diferencias significativas en la fiabilidad de consistencia interna de las respuestas sobre el padre y sobre la madre en la escala Rechazo, que resultó más consistente para las respuestas sobre la madre.

Respecto a las correlaciones entre ítems, todas están dentro de un rango razonable para las escalas de Calidez Emocional y Rechazo materno. Las que tienen valores inferiores a 0.05 en la escala de Rechazo paterno son excepciones y no están asociadas a ninguno de los ítems en particular. En cambio, en la escala de Control, el ítem 50 es el que muestra sistemáticamente correlaciones menores con el resto de ítems.

En la Tabla 9 también puede verse el error estándar de medida de cada escala estimado a partir del coeficiente de consistencia interna. A partir de este error estándar de medida podemos estimar el intervalo de puntuación verdadera de una determinada puntuación observada: es de ± 4 puntos en la escala Rechazo (cuya puntuación observada puede oscilar entre 10 y 40 puntos) y ± 6 puntos en las escalas Calidez Emocional (rango teórico entre 15 y 60 puntos) y Control (entre 9 y 36 puntos), con una confianza del 95%.

Tabla 10: Media y desviación estándar (DE) de cada escala del EMBU-C, en función del progenitor evaluado y del sexo y la edad del hijo

Escala	Sexo del niño	Grupo de edad	N	padre		madre	
				Media	DE	Media	DE
Rechazo	Masculino	8-10 años	42	13.31	3.23	13.64	3.92
		11-12 años	68	14.75	4.60	15.69	5.89
	Femenino	8-10 años	35	13.91	3.91	14.14	4.19
		11-12 años	29	14.83	5.11	16.34	5.89
	Total		174	14.25	4.28	14.99	5.22
Calidez Emocional	Masculino	8-10 años	42	48.57	6.63	50.17	5.42
		11-12 años	68	43.93	9.91	45.18	9.51
	Femenino	8-10 años	35	48.06	7.49	49.29	6.50
		11-12 años	29	41.97	11.67	42.76	11.13
	Total		174	45.55	9.39	46.80	8.84
Control	Masculino	8-10 años	42	18.83	4.13	20.33	4.69
		11-12 años	68	17.44	3.89	18.68	3.91
	Femenino	8-10 años	35	18.09	3.19	19.71	3.42
		11-12 años	29	16.97	3.94	20.45	4.44
	Total		174	17.83	3.85	19.58	4.15

Los resultados de los índices clásicos de discriminación están detallados en el Anexo D. En general, los ítems con peor comportamiento en este aspecto fueron los de la escala de Control, ya que en seis de los nueve ítems una o las dos correlaciones del ítem con su propia escala (respuestas sobre el padre y sobre la madre) fueron inferiores a las correlaciones del ítem con las dos escalas de las que no forma parte dicho ítem. Los valores de la correlación corregida resultaron ligeramente atenuados, si se comparan con las cargas factoriales estandarizadas de la Figura 14. En cuanto al índice de discriminación de los ítems basado en la puntuación de la escala de grupos extremos, todos los valores fueron positivos.

d) Relación con el sexo y la edad

En la Tabla 10 se presentan los valores de la media y desviación estándar de las puntuaciones de cada escala del EMBU-C, en función del progenitor sobre el que se responde y del sexo y el grupo de edad del hijo.

Tabla 11: Resultados del análisis de la variancia de las escalas del EMBU-C en función del progenitor evaluado y del sexo y la edad del hijo: estadístico F de Snedecor y significación (p)

Efectos	Fuente (grados de libertad)	Rechazo		Calidez Emocional		Control	
		F	p	F	p	F	p
Intra-sujetos	progenitor (1)	6.98	.009	5.82	.017	80.88	<.001
	progenitor * sexo (1)	0.17	.681	0.17	.684	7.42	.007
	progenitor * edad (1)	2.75	.099	0.15	.699	3.32	.070
	progenitor * sexo * edad (1)	0.35	.552	0.00	.964	5.90	.016
Inter-sujetos	sexo (1)	0.43	.512	1.22	.271	0.00	.976
	edad (1)	5.59	.019	18.12	<.001	2.09	.151
	sexo * edad (1)	0.02	.894	0.33	.569	1.25	.265

Los resultados del análisis de la variancia (Tabla 11) resultaron similares para las escalas Rechazo y Calidez Emocional, ya que los efectos del progenitor y el grupo de edad resultaron estadísticamente significativos en ambos análisis. Las madres obtuvieron mayores puntuaciones de Rechazo (IC95% 0.19 a 1.32 puntos) y Calidez Emocional (IC95% 0.22 a 2.21 puntos) que los padres. Los niños más pequeños (de 8 a 10 años) percibieron menos Rechazo (IC95% 0.27 a 3.03 puntos) y más Calidez Emocional (IC95% 2.98 a 8.14 puntos) que los niños preadolescentes (de 11 a 12 años). No se observaron diferencias en función del sexo del niño.

En la escala de Control (Tabla 11) la interacción de segundo orden resultó estadísticamente significativa ($p=0.016$). Las madres fueron valoradas como más controladoras que los padres, pero en mayor medida por las niñas preadolescentes (IC95% 2.48 a 4.49 puntos) que por las niñas más pequeñas (IC95% 0.72 a 2.54 puntos), los niños varones pequeños (IC95% 0.67 a 2.33 puntos) o preadolescentes (IC95% 0.58 a 1.89 puntos).

Si se tiene en cuenta la magnitud del error estándar de medida, las diferencias en función del sexo del niño y del progenitor pueden considerarse irrelevantes (en promedio entre 0.8 y 3.5 puntos); por el contrario, destaca la diferencia en Calidez Emocional percibida por los niños más pequeños respecto a la percibida por los niños preadolescentes. En este caso, la diferencia promedio es de 5.6 puntos, casi dos veces el error estándar de medida de Calidez Emocional.

e) Relación con ajuste familiar

El porcentaje de niños que reportaron disfunciones en alguna de las preguntas binarias del PFR fue relativamente bajo: el 4.1% dijo que le habían dicho que no le querían y el 8.8% informó de falta de apoyo familiar.

Tabla 12: Correlaciones entre las escalas del EMBU-C y las preguntas de la entrevista PFR, separado para las respuestas sobre cada progenitor

Escala EMBU-C	"No le quiere"		Falta de apoyo familiar		Disciplina dura		Falta de supervisión	
	Padre n=171	Madre n=171	Padre n=170	Madre n=170	Padre n=160	Madre n=171	Padre n=171	Madre n=171
Rechazo	0.16*	0.39**	0.27**	0.23**	0.32**	0.44**	0.20**	0.26**
Calidez Emocional	-0.15	-0.33**	-0.24**	-0.23**	-0.21**	-0.31**	-0.21**	-0.27**
Control	0.04	0.17*	-0.02	-0.02	0.18*	0.24**	0.06	0.10

En cursiva: correlación biserial puntual; fuente normal: correlación de Pearson; * p<0.05; ** p<0.01

Tabla 13: Asociación entre las puntuaciones del EMBU-C y las respuestas a la entrevista PFR: resultados de los análisis de regresión logística binaria, ajustada por sexo y edad del niño

Variable criterio	Variable/s predictor/a/s	p	OR (IC95%)	R ²	H-L	AUC (IC95%)
Mala relación con el padre	Rechazo padre	.140	1.11 (0.97; 1.28)	.16	.58	0.75 (0.63; 0.86)
	Calidez Emocional padre	.090	0.94 (0.88; 1.01)			
	Control padre	.564	0.95 (0.81; 1.13)			
Mala relación con la madre	Rechazo madre	.029	1.16 (1.02; 1.33)	.32	.85	0.87 (0.77; 0.96)
	Calidez Emocional madre	.070	0.92 (0.84; 1.01)			
	Control madre	.665	0.96 (0.80; 1.16)			

R² de Nagelkerke; H-L: Hosmer-Lemeshow

La media (y desviación estándar) de las respuestas de los niños a las escalas cuantitativas de la entrevista fueron 4.51 (3.07) y 4.51 (2.72) en el grado de disciplina dura por parte del padre y de la madre, respectivamente, y 4.01 (3.51) en el grado de falta de supervisión adulta.

La Tabla 12 muestra los resultados relativos a la validez convergente entre el EMBU-C y el PFR. Las puntuaciones de Rechazo correlacionaron positivamente con todas las respuestas disfuncionales del PFR (entre 0.16 y 0.44), mientras que las puntuaciones de Calidez Emocional correlacionaron negativamente (entre -0.15 y -0.33). En cuanto a la escala de Control, únicamente correlacionó de forma directa con la medida de disciplina dura de ambos progenitores y con el informe del niño de que la madre le ha dicho que no le quería (entre 0.17 y 0.24).

En cuanto a la validez concurrente del EMBU-C, en la Tabla 13 se presentan los resultados de los dos análisis con regresión logística binaria entre las puntuaciones del EMBU-C y la pregunta binaria del PFR sobre el tipo de relación con cada progenitor. El 10.1% de los niños manifestó llevarse regular o mal con su padre y un 7.0% con su madre.

En el caso de la calidad de la relación con el padre, únicamente la puntuación de Calidez Emocional paterna resultó casi significativa para discriminar entre los niños con una buena relación y los niños con una relación regular-mala con su padre (IC95% OR: 0.88 a 1.01), mientras que respecto a la calidad de la relación con la madre sólo la puntuación de Rechazo materno discriminó entre el tipo de relación con la madre (IC95% OR: 1.02 a 1.33) y la puntuación de Calidez Emocional materna resultó casi significativa (IC95% OR: 0.84 a 1.01). La calibración de ambos modelos evaluados fue satisfactoria (H-L; $p > 0.05$). La capacidad discriminativa de las tres escalas del EMBU-C sobre la calidad de la relación con cada progenitor fue satisfactoria (valores de AUC de 0.75 y 0.87).

4.2 EMBU-A

a) Análisis descriptivo de los ítems

En la Tabla 14 se muestra el valor de la media, desviación estándar, asimetría y curtosis de cada ítem, para las respuestas sobre cada uno de los progenitores. En todos los ítems se observó un valor mínimo de 1 y un valor máximo de 4.

Tabla 14: Índices descriptivos de los ítems del EMBU-A (separado para cada progenitor)

Ítem	padre				madre			
	Media	DE	A	C	Media	DE	A	C
R5-Padres te han retirado la palabra	1.33	0.67	2.29	5.20	1.25	0.51	2.26	6.17
R6-Padres te han castigado por poco	1.64	0.79	1.20	1.05	1.60	0.74	1.16	1.02
R9-Padres han deseado fueras diferente	1.90	0.94	0.90	-0.04	1.88	0.89	0.86	0.05
R16-Padres te querían menos *	1.57	0.85	1.54	1.71	1.52	0.82	1.58	1.77
R17-Padres más injusto contigo	1.31	0.66	2.41	5.81	1.29	0.64	2.50	6.32
R19-Padres te han pegado ante otros	1.44	0.63	1.38	1.85	1.44	0.64	1.31	1.26
R23-Padres te han castigado *	1.26	0.64	2.76	7.51	1.27	0.62	2.67	7.44
R24-Padres se han enfadado por tareas	2.18	0.86	0.61	-0.08	2.47	0.93	0.36	-0.81
R28-Padres te han avergonzado	1.65	0.80	1.33	1.57	1.90	0.91	0.88	0.06
R33-Padres te han tratado oveja negra *	1.37	0.72	2.12	4.14	1.36	0.71	2.19	4.52
R34-Padres querían fueras diferente	1.36	0.71	2.06	3.68	1.46	0.81	1.84	2.70
R37-Padres tristes por culpa hijo	1.75	0.80	1.06	0.88	1.96	0.91	0.80	-0.06
R44-Padres son tacaños	1.82	0.93	0.96	0.04	1.70	0.85	1.17	0.76
R55-Padres han castigado injustificadamente	1.30	0.60	2.03	3.75	1.31	0.58	1.81	2.73
R57-Padres disconforme con conducta	2.09	0.92	0.60	-0.40	2.18	0.91	0.47	-0.53
R59-Padres han dicho que vago e inútil *	1.39	0.80	2.13	3.63	1.39	0.74	2.03	3.60
R61-Padres te responsabilizan	1.59	0.83	1.52	1.86	1.62	0.84	1.38	1.37
R63-Padres bruscos contigo	1.65	0.80	1.08	0.50	1.44	0.68	1.51	1.88
R64-Padres han castigado mucho *	1.39	0.75	2.05	3.67	1.34	0.67	2.14	4.46
R65-Padres han pegado sin motivo	1.17	0.50	3.67	15.02	1.14	0.47	4.21	19.55
R68-Padres han pegado	1.69	0.74	1.14	1.52	1.66	0.73	1.12	1.45

Tabla 14: Índices descriptivos de los ítems del EMBU-A (separado para cada progenitor)

Ítem	padre				madre			
	Media	DE	A	C	Media	DE	A	C
R71-Padres te han avergonzado *	1.55	0.76	1.46	1.93	1.52	0.75	1.44	1.63
R72-Padres han dado más a hermanos	1.26	0.61	2.64	6.98	1.24	0.54	2.51	6.50
R76-Padres enfadados sin motivo *	1.37	0.69	1.96	3.53	1.37	0.65	1.84	3.27
R77-Padres envían cama sin cenar	1.23	0.55	2.72	8.01	1.18	0.44	2.73	8.61
E2-Padres te han demostrado cariño *	2.94	0.97	-0.45	-0.90	3.20	0.86	-0.69	-0.57
E13-Padres han perdonado trastadas	2.42	0.95	0.42	-0.79	2.59	0.94	0.14	-0.97
E21-Padres te han animado *	2.64	1.08	-0.10	-1.27	3.00	1.00	-0.50	-0.99
<i>E27-Padres se han alejado de ti</i>	3.17	1.05	-1.05	-0.20	3.53	0.86	-1.81	2.25
E31-Padres interesados en tus notas	3.47	0.87	-1.56	1.41	3.71	0.62	-2.24	4.64
E32-Padres te han ayudado ante cosas	2.69	1.07	-0.18	-1.22	3.04	0.93	-0.45	-0.98
E39-Padres satisfechos contigo	2.57	0.99	0.00	-1.03	2.73	0.91	-0.04	-0.93
E41-Padres respetan opiniones hijo	2.57	0.97	0.12	-1.01	2.70	0.92	0.06	-1.04
E43-Padres quieren estar al lado hijo	2.72	1.07	-0.23	-1.21	3.00	1.01	-0.54	-0.94
E47-Padres han dado buena adolescencia *	2.31	1.06	0.35	-1.08	2.58	1.08	-0.04	-1.29
E48-Padres han alabado comportamiento *	2.06	0.83	0.70	0.22	2.26	0.84	0.52	-0.18
E54-Padres han dado apoyo emocional	2.35	1.12	0.35	-1.24	2.83	1.10	-0.32	-1.31
E56-Padres han dejado hacer lo normal	2.45	0.99	0.26	-0.98	2.56	0.92	0.06	-0.84
E67-Padres han participado diversiones	1.96	0.86	0.81	0.20	2.08	0.92	0.62	-0.35
E74-Padres cariñosos y tiernos *	2.71	1.05	-0.16	-1.22	2.99	0.97	-0.49	-0.92
E75-Padres respetan tus opiniones	2.79	1.03	-0.31	-1.07	2.92	0.98	-0.39	-0.97
E78-Padres orgullosos por logros *	2.79	1.07	-0.28	-1.22	2.98	0.97	-0.41	-1.04
E81-Padres satisfechos por hijo	2.19	0.91	0.56	-0.40	2.32	1.00	0.42	-0.85
S1-Padres te han puesto impedimentos *	1.77	0.82	0.99	0.59	1.80	0.80	0.87	0.43
S7-Padres te han influido mucho	2.91	1.06	-0.47	-1.07	3.06	1.00	-0.69	-0.70
S14-Padres han decidido por ti *	1.56	0.83	1.49	1.57	1.77	0.92	1.04	0.22
S18-Padres han prohibido muchas cosas *	2.00	0.98	0.76	-0.39	2.14	0.95	0.47	-0.69
S20-Padres quieren saber qué haces	2.65	1.21	-0.21	-1.52	2.90	1.17	-0.54	-1.25
S25-Padres se han entristecido por ti *	1.86	0.89	0.97	0.35	2.04	0.95	0.67	-0.40
S36-Padres critican amigos hijo	1.56	0.77	1.36	1.41	1.70	0.82	1.06	0.55
S38-Padres han estimulado para mejorar	1.89	1.02	0.92	-0.30	2.02	1.04	0.71	-0.68
S45-Padres chantajistas afectivos	1.22	0.51	2.76	9.09	1.36	0.62	1.76	3.11
S46-Padres son desconfiados *	2.01	0.95	0.68	-0.44	2.27	0.99	0.43	-0.82
S51-Padres desagrada comportamiento	2.01	0.84	0.79	0.30	2.20	0.92	0.55	-0.44
S52-Padres grandes expectativas	2.83	1.05	-0.38	-1.10	2.91	1.05	-0.43	-1.12
S66-Padres se preocupen menos *	2.01	0.97	0.74	-0.41	2.15	0.96	0.54	-0.60
<i>S69-Padres han dado libertad movimientos *</i>	3.09	0.92	-0.84	-0.08	3.14	0.92	-0.83	-0.19
S70-Padres son restrictivos *	1.91	0.90	0.88	0.12	1.93	0.89	0.85	0.11
S73-Padres tienen mucho miedo por ti *	1.80	0.92	1.04	0.25	2.13	1.05	0.51	-0.95
F3-Padres te han mimado más que a otro	1.83	0.95	0.98	0.00	1.95	1.04	0.78	-0.63
F10-Padres han dado cosas sólo a ti	1.43	0.74	1.83	3.02	1.56	0.80	1.48	1.69
F29-Padres te querían más	1.21	0.58	3.35	11.76	1.26	0.67	2.82	7.62
F79-Padres piensan eres el preferido	1.30	0.72	2.52	5.60	1.35	0.78	2.25	4.05
F80-Padres culpan a otros por ti	1.13	0.42	3.86	17.72	1.16	0.46	3.42	13.31

DE = Desviación Estándar; A = Asimetría; C = Curtosis; R: Rechazo; E: Calidez Emocional; S: Sobreprotección; F: Favoritismo
 En cursiva: ítems recodificados; * ítems de la versión corta (S-EMBU). La numeración de los ítems es la original de Perris et al. (1980)

Tabla 15: Índices de ajuste del análisis factorial confirmatorio de los modelos alternativos del EMBU-A

Modelo evaluado	χ^2	gl	p	χ^2 /gl	TLI	CFI	RMSEA	SRMR	ECVI
64 ítems; 4 factores (R, E, S, F)	15118.8	7908	<.001	1.91	.716	.723	.057	.088	55.88
22 ítems; 3 factores (R, E, S)	1546.9	865	<.001	1.79	.891	.901	.053	.073	6.35

Nota: gl: grados de libertad; χ^2 /gl: Ji-cuadrado/grados de libertad; TLI: Índice de Tucker-Lewis; CFI: Índice de ajuste comparativo; RMSEA: Error de aproximación cuadrático medio; SRMR: Residual estandarizado cuadrático medio; ECVI: Índice esperado de validación cruzada

Sólo en tres casos el porcentaje de opción de respuesta negativa no alcanzó el criterio habitual (entre 5% y 95%). En el ítem 2 tan sólo un 3.2% de los participantes contestaron negativamente sobre la madre, un 1.1% en el ítem 31 y un 4.9% en el ítem 32. A pesar de ello, se mantuvieron los ítems, ya que en las respuestas sobre el padre se superó el criterio establecido.

En la Figura 15 se presentan los gráficos de caja de cada uno de los ítems, para las respuestas de los adolescentes sobre cada progenitor. La mediana de los valores de asimetría (en valor absoluto) fue 1.2 y la mediana de los valores de curtosis (en valor absoluto) fue 2.5 (respuestas sobre el padre) y 2.3 (respuestas sobre la madre).

b) Estructura interna

I. Evaluación de modelos alternativos

En la Tabla 15 se presentan los índices de ajuste de los dos modelos evaluados con análisis factorial confirmatorio y estimación ML. Estos modelos incluyen conjuntamente las respuestas sobre el padre y sobre la madre (véase Anexo A).

El modelo de 64 ítems y cuatro factores corresponde a la versión de Castro et al. (1990), mientras que el modelo de 22 ítems y tres factores sigue la estructura propuesta por Arrindell et al. (2005) para la versión corta de adultos (S-EMBU) y ya evaluado en adolescentes sanos por Aluja et al. (2006a). Este modelo abreviado fue el que mostró un mejor ajuste (destacado en negrita). El límite superior del IC 90% del índice RMSEA fue igual o inferior a 0.058 en los dos modelos evaluados.

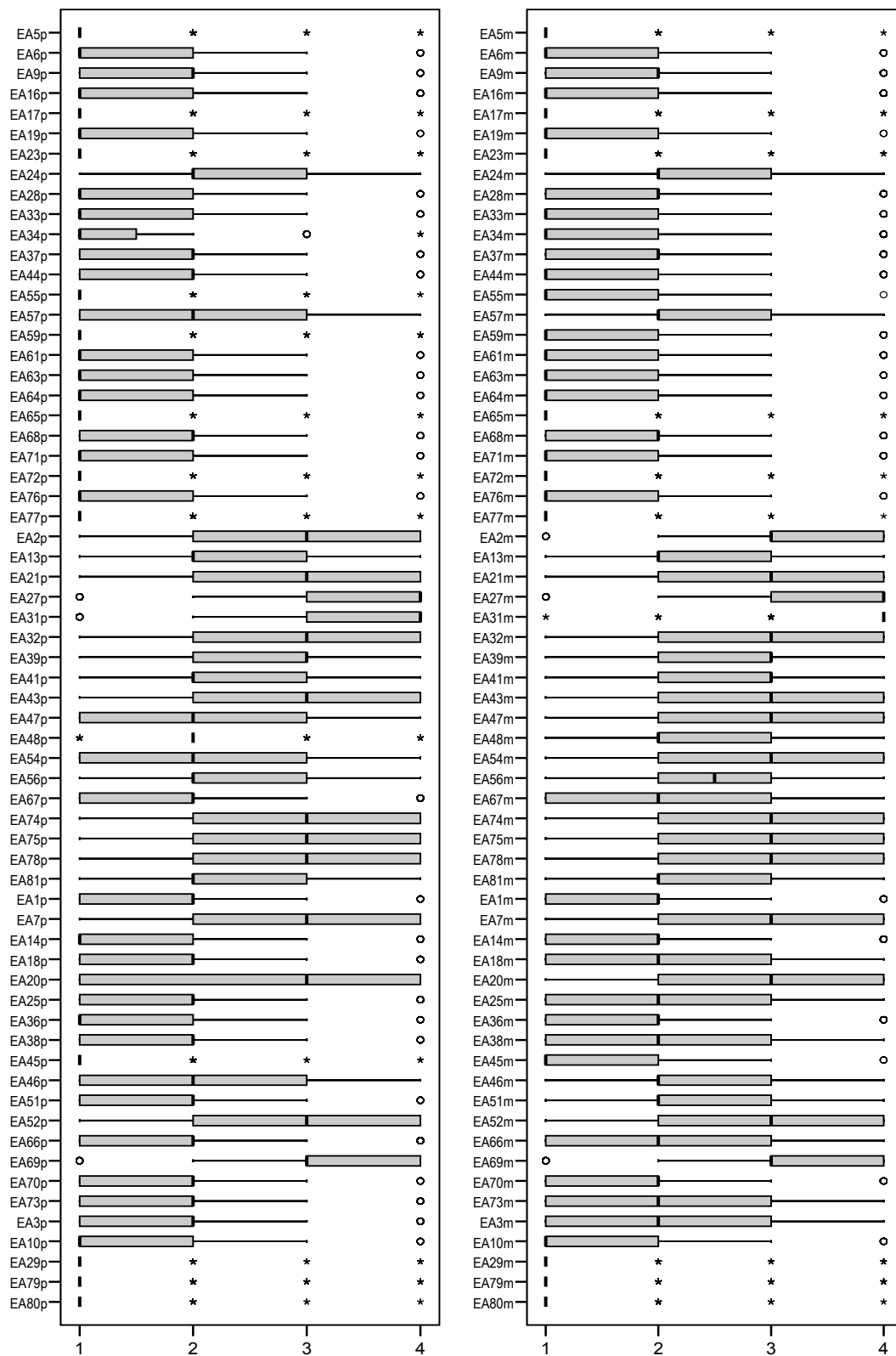


Figura 15: Gráficos de caja de los ítems del EMBU-A: respuestas sobre el padre (izquierda) y sobre la madre (derecha)

Tabla 16: Índices de ajuste del análisis de equivalencia factorial del modelo de 22 ítems S-EMBU-A

Modelo (M)	Índices de bondad de ajuste							Comparación	
	χ^2 (gl)	χ^2 /gl	TLI	CFI	RMSEA	SRMR	ECVI	$\Delta\chi^2$ (Δ gl)	p
M1: Misma configuración	1546.9 (865)	1.79	.891	.901	.053	.073	6.35		
M2: Equivalencia λ	1572.6 (884)	1.78	.893	.900	.052	.074	6.31		
M2 vs. M1								25.7 (19)	.138
M3: M2 y equivalencia φ_{ij}	1583.6 (890)	1.78	.892	.899	.052	.075	6.30		
M3 vs. M2								11.0 (6)	.088

Nota: gl: grados de libertad; χ^2 /gl: Ji-cuadrado/grados de libertad; TLI: Índice de Tucker-Lewis; CFI: Índice de ajuste comparativo; RMSEA: Error de aproximación cuadrático medio; SRMR: Residual estandarizado cuadrático medio; ECVI: Índice esperado de validación cruzada

λ : cargas factoriales; φ_{ij} : covariancias factoriales

Respecto a la magnitud de las cargas factoriales (datos no mostrados), en el modelo de 64 ítems nueve de los parámetros estandarizados no alcanzaron el valor de 0.30: en cinco ítems una de las cargas factoriales fue mayor a 0.30 y la otra entre 0.20 y 0.30 (ítem 10 y 51 al contestar sobre el padre e ítems 5, 20 y 80 al responder sobre la madre); en un ítem ambos valores fueron entre 0.20 y 0.30 (ítem 52); y en el ítem 37 los valores fueron de 0.07 y 0.27 en las respuestas sobre el padre y sobre la madre, respectivamente. En el modelo de 22 ítems únicamente hubo dos ítems con un mal comportamiento: ítem 16 (carga factorial de 0.29 al responder sobre la madre) e ítem 25 (0.19 al responder sobre el padre y 0.27 al contestar sobre la madre). El resto de cargas factoriales estandarizadas resultaron mayores a 0.38.

Atendiendo tanto a los índices de ajuste como a las cargas factoriales se seleccionó el modelo de 22 ítems. El ajuste de este modelo no mejoró al considerar un modelo menos restringido, permitiendo que alguno de los ítems con cargas factoriales menores a 0.30 saturara en más de un factor (Van Prooijen y Van der Kloot, 2001).

II. Invariancia

La prueba de equivalencia se llevó a cabo con el modelo de 22 ítems (Tabla 16). No se hallaron diferencias estadísticamente significativas entre el Modelo 1 y el Modelo 3. Por lo tanto, el Modelo 3 (en negrita) se consideró como el modelo final. El límite superior del IC 90% del índice RMSEA fue 0.057. Todos los parámetros fueron estadísticamente significativos ($p < 0.01$) y equivalentes entre las respuestas sobre el padre y sobre la madre.

La Figura 16 muestra las cargas factoriales estandarizadas (parámetro λ o de discriminación) y las correlaciones entre factores (parámetro φ_{ij}). Todas las cargas factoriales fueron mayores a 0.32, excepto en un ítem de Sobreprotección (ítem 25), cuyo valor fue de 0.22, aunque también resultó estadísticamente significativo. Respecto

a la magnitud de las correlaciones factoriales, el mayor valor se dio entre Rechazo y Sobreprotección (relación positiva); Calidez Emocional correlacionó de forma negativa con las otras dos escalas.

Respecto a los datos no incluidos en la Figura 16, cabe aclarar que las correlaciones factoriales entre las respuestas sobre el padre y sobre la madre de los factores análogos oscilaron entre 0.56 (Rechazo) y 0.64 (Calidez Emocional). Las correlaciones entre factores no análogos entre las respuestas de un progenitor y el otro progenitor reflejaron las relaciones halladas entre los mismos factores no análogos en cada grupo de respuestas (mostradas en la Figura 16), siendo las magnitudes similares al correlacionar Calidez Emocional y Sobreprotección (valores estandarizados -0.24 y -0.27) y bastante menores entre Rechazo y las otras dos escalas (valores absolutos estandarizados entre 0.27 y 0.39). En el anexo E puede consultarse la solución completa, que incluye las estimaciones de todos los parámetros del Modelo 3.

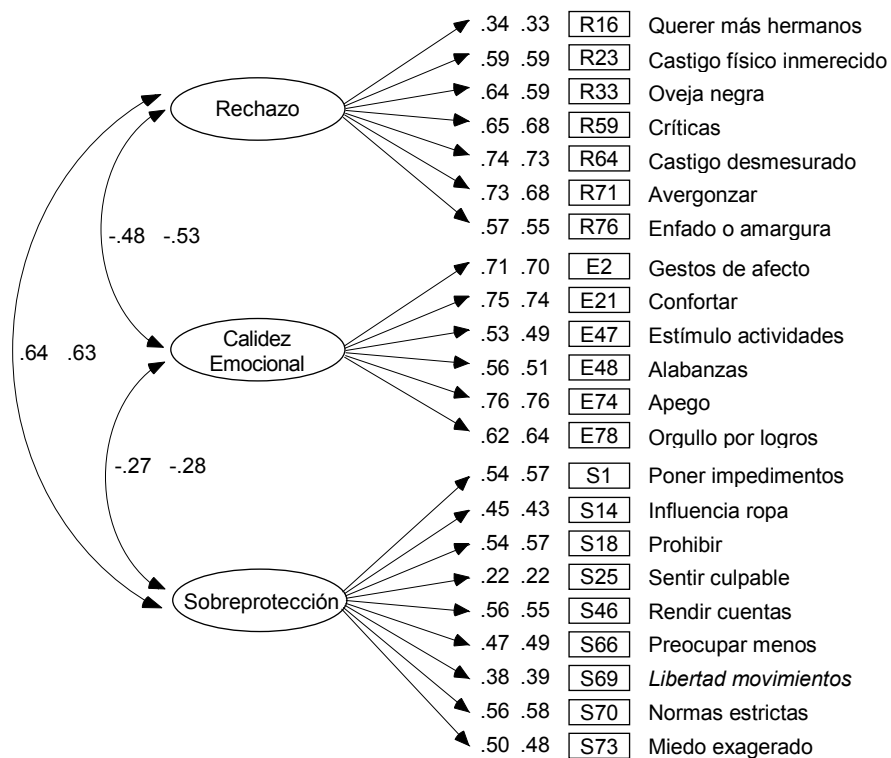


Figura 16: Parámetros estimados (cargas factoriales estandarizadas y correlaciones entre factores) del modelo final del S-EMBU-A (Modelo 3, véase Tabla 16)

A la izquierda se muestran las cargas factoriales estandarizadas y las covariancias factoriales estandarizadas relativas a las respuestas sobre el padre y a la derecha los parámetros correspondientes a las respuestas sobre la madre. Nótese que aunque las cargas factoriales no estandarizadas sean estadísticamente equivalentes, sus valores estandarizados pueden diferir. Lo mismo sucede con las covariancias entre factores y sus correlaciones.

En cursiva: ítem recodificado; se han omitido las covariancias entre errores y entre factores interprogenitor.

Tabla 17: Correlación inter-ítems, fiabilidad de consistencia interna y error estándar de medida (EEM) de las escalas del S-EMBU-A, separado para las respuestas sobre cada progenitor

Escala	Nº ítems	promedio correlación inter-ítems (valor mínimo/valor máximo)		alfa de Cronbach			EEM	
		padre	madre	padre	madre	p*	padre	madre
Rechazo	7	0.40 (0.16/0.57)	0.33 (0.10/0.54)	0.82	0.76	.008	1.54	1.55
Calidez Emocional	6	0.44 (0.32/0.60)	0.39 (0.25/0.54)	0.82	0.80	.070	1.86	1.83
Sobreprotección	9	0.23 (0.06/0.39)	0.23 (0.07/0.38)	0.73	0.72	.449	2.40	2.48

* prueba de significación de la comparación entre los valores de alfa de Cronbach de las respuestas sobre el padre y sobre la madre

El procedimiento de equivalencia factorial con los datos transformados mediante la transformación *logit* fue el mismo que el mostrado con los datos originales en la Tabla 16. La correlación entre los parámetros de ambas soluciones fue 0.998. Asimismo, el valor de GFI de los mismos modelos de la Tabla 15 estimados con ULS fueron 0.87 para el modelo de 64 ítems y 0.94 para el modelo de 22 ítems. El valor de GFI del mismo modelo final de la Figura 16 estimado con ULS fue 0.94. Dado que los análisis llevados a cabo con los tres procedimientos llevan a resultados similares, sólo mostramos los resultados relativos a los análisis con los datos originales mediante ML.

De manera análoga a como se ha procedido con el EMBU-C, se calcularon las puntuaciones directas como suma de los ítems que conforman cada escala del S-EMBU-A, previa recodificación del ítem S69. Los estadísticos descriptivos se presentan en la Tabla 18 y serán comentados más adelante. Los coeficientes de correlación entre las puntuaciones por escalas fueron negativos entre Rechazo y Calidez Emocional (-0.45), positivos entre Rechazo y Sobreprotección (0.49 padres y 0.47 madres) y bajos y negativos entre Calidez Emocional y Sobreprotección (-0.14 padres y -0.20 madres). Estos valores resultaron atenuados, si se comparan con las correlaciones factoriales de la Figura 16.

c) Fiabilidad de consistencia interna y homogeneidad de las escalas

Todos los resultados a partir de este punto se basan en las puntuaciones directas del S-EMBU-A. En la Tabla 17 se presenta el promedio de correlaciones entre los ítems de cada escala, así como el valor mínimo y máximo, el valor del alfa de Cronbach de cada escala y el resultado de la prueba de significación de la comparación entre los valores hallados para las respuestas sobre cada progenitor. Las tres escalas mostraron unos niveles de fiabilidad de consistencia interna aceptables, teniendo en cuenta el número de ítems, especialmente Rechazo y Calidez Emocional. Sólo se observaron diferencias significativas en la fiabilidad de consistencia interna de las respuestas sobre el padre y sobre la madre en la escala Rechazo, que resultó más consistente para las respuestas

sobre el padre. En cuanto a las correlaciones entre ítems, todas están dentro de un rango razonable, especialmente en las escalas de Rechazo y Calidez Emocional.

En la Tabla 17 también se ha incluido el error estándar de medida de cada escala estimado a partir del coeficiente de consistencia interna. A partir de este error estándar de medida podemos estimar el intervalo de puntuación verdadera de una determinada puntuación observada: es de ± 3 puntos en la escala Rechazo (cuya puntuación observada puede oscilar entre 7 y 28 puntos), ± 4 puntos en la escala Calidez Emocional (rango teórico entre 6 y 24) y ± 5 puntos en la escala Sobreprotección (entre 9 y 36), con una confianza del 95%.

Los resultados de los índices clásicos de discriminación están detallados en el Anexo F. En 19 de los 22 ítems las dos correlaciones ítem-total (respuestas sobre el padre y sobre la madre) fueron mayores que las correlaciones del ítem con las dos escalas a las que no pertenece dicho ítem. Los valores de la correlación corregida resultaron ligeramente atenuados, si se comparan con las cargas factoriales estandarizadas de la Figura 16. En cuanto al índice de discriminación de los ítems basado en la puntuación de la escala de grupos extremos, todos los valores fueron positivos.

Tabla 18: Media y desviación estándar (DE) de cada escala del S-EMBU-A, en función del progenitor evaluado y del sexo y la edad del hijo

Escala	Sexo del adolescente	Grupo de edad	N	padre		madre	
				Media	DE	Media	DE
Rechazo	Masculino	13-15 años	103	9.66	3.41	9.62	3.40
		16-18 años	31	10.13	3.04	9.52	3.33
	Femenino	13-15 años	95	9.68	3.53	9.80	3.00
		16-18 años	55	10.62	4.31	10.16	3.14
	Total		284	9.90	3.60	9.77	3.20
Calidez Emocional	Masculino	13-15 años	103	16.16	4.22	17.26	3.88
		16-18 años	31	14.55	4.82	16.71	4.15
	Femenino	13-15 años	95	15.16	4.53	16.77	4.19
		16-18 años	55	15.18	4.38	17.15	4.10
	Total		284	15.46	4.44	17.01	4.04
Sobreprotección	Masculino	13-15 años	103	17.22	3.63	18.54	4.49
		16-18 años	31	18.29	4.41	19.90	5.03
	Femenino	13-15 años	95	17.88	4.72	19.22	4.56
		16-18 años	55	19.51	5.73	20.93	4.94
	Total		284	18.00	4.60	19.38	4.72

d) Relación con el sexo y la edad

En la Tabla 18 se presentan los valores de la media y desviación estándar de las puntuaciones de cada escala del S-EMBU-A, en función del progenitor sobre el que se responde y del sexo y el grupo de edad del hijo.

No se hallaron diferencias en las puntuaciones de Rechazo, en función de ninguna de las variables consideradas en el análisis de la variancia (Tabla 19). Las madres fueron percibidas como más cálidas (IC95% 1.24 a 2.18 puntos) y más sobreprotectoras (IC95% 0.89 a 1.95 puntos) que los padres. Además, los hijos adolescentes de 16 a 18 años percibieron mayor Sobreprotección (IC95% 0.36 a 2.52 puntos) que los adolescentes de 13 a 15 años. No se observaron diferencias en función del sexo del adolescente en ninguna de las tres escalas. Si se tiene en cuenta la magnitud del error estándar de medida, las diferencias halladas, aunque estadísticamente significativas, pueden considerarse irrelevantes (en promedio entre 1.4 y 1.7 puntos).

Tabla 19: Resultados del análisis de la variancia de las escalas del S-EMBU-A en función del progenitor evaluado y del sexo y la edad del hijo: estadístico F de Snedecor y significación (p)

Efectos	Fuente (grados de libertad)	Rechazo		Calidez Emocional		Sobreprotección	
		F	p	F	p	F	p
Intra-sujetos	progenitor (1)	1.38	.241	52.06	<.001	28.02	<.001
	progenitor * sexo (1)	0.14	.710	0.10	.747	0.03	.868
	progenitor * edad (1)	1.85	.175	2.20	.139	0.12	.728
	progenitor * sexo * edad (1)	0.00	.996	0.55	.460	0.04	.844
Inter-sujetos	sexo (1)	0.69	.405	0.04	.837	2.65	.105
	edad (1)	1.07	.302	0.74	.391	6.84	.009
	sexo * edad (1)	0.34	.562	1.56	.212	0.17	.681

Tabla 20: Correlaciones entre las escalas del S-EMBU-A y las preguntas de la entrevista PFR, separado para las respuestas sobre cada progenitor

Escala S-EMBU-A	"No le quiere"		Falta de apoyo familiar		Disciplina dura		Falta de supervisión	
	Padre n=281	Madre n=281	Padre n=279	Madre n=279	Padre n=258	Madre n=280	Padre n=281	Madre n=281
Rechazo	0.30**	0.23**	0.17**	0.28**	0.57**	0.51**	0.21**	0.18**
Calidez Emocional	-0.17**	-0.14**	-0.33**	-0.41**	-0.27**	-0.32**	-0.33**	-0.28**
Sobreprotección	0.16**	0.07	0.11	0.11	0.41**	0.30**	0.10	0.13*

En cursiva: correlación biserial puntual; fuente normal: correlación de Pearson; * p<0.05; ** p<0.01

e) Relación con ajuste familiar

El porcentaje de adolescentes que reportaron disfunciones en alguna de las preguntas binarias del PFR fue moderado: el 12.5% dijo que le habían dicho que no le querían y el 16.5% informó de falta de apoyo familiar. La media (y desviación estándar) de las respuestas de los adolescentes a las escalas cuantitativas de la entrevista fueron 4.57 (3.37) y 4.35 (3.03) en el grado de disciplina dura por parte del padre y de la madre, respectivamente, y 6.26 (4.31) en el grado de falta de supervisión adulta, valor este último algo más alto que el informado en promedio por la muestra de niños.

La Tabla 20 muestra los resultados de la validez convergente entre el S-EMBU-A y el PFR. Las puntuaciones de Rechazo correlacionaron positivamente con todas las respuestas del PFR (entre 0.17 y 0.57), mientras que las puntuaciones de Calidez Emocional correlacionaron negativamente (entre -0.14 y -0.41). En cuanto a la escala de Sobreprotección correlacionó de forma directa con el informe del adolescente según el cual su padre le ha dicho que no le quería, con la disciplina dura de ambos progenitores y con la falta de supervisión por parte de la madre (entre 0.13 y 0.41).

Tabla 21: Asociación entre las puntuaciones del S-EMBU-A y la respuesta a la entrevista PFR: resultados de los análisis de regresión logística binaria, ajustada por sexo y edad del adolescente

Variable criterio	Variable/s predictor/a/s	p	OR (IC95%)	R ²	H-L	AUC (IC95%)
Mala relación con el padre	Rechazo padre	.054	1.11 (1.00; 1.24)	.40	.56	0.84 (0.78; 0.89)
	Calidez Emocional padre	<.001	0.81 (0.74; 0.88)			
	Sobreprotección padre	.047	1.08 (1.00; 1.17)			
Mala relación con la madre	Rechazo madre	.049	1.12 (1.00; 1.24)	.36	.50	0.83 (0.78; 0.88)
	Calidez Emocional madre	<.001	0.78 (0.71; 0.86)			
	Sobreprotección madre	.005	1.12 (1.03; 1.20)			

R² de Nagelkerke; H-L: Hosmer-Lemeshow

En cuanto a la validez concurrente del S-EMBU-A, en la Tabla 21 se presentan los resultados de los dos análisis con regresión logística binaria entre las puntuaciones del S-EMBU-A y la pregunta binaria del PFR sobre el tipo de relación con cada progenitor. Un 29.2% de los adolescentes manifestó llevarse regular o mal con su padre y un 25.6% con su madre. Mayores puntuaciones de Rechazo (promedio de OR entre 1.11 y 1.12) y de Sobreprotección (promedio de OR entre 1.08 y 1.12) y menores puntuaciones de Calidez Emocional (promedio de OR entre 0.78 y 0.81) discriminaron en el sentido esperado entre los adolescentes que dijeron llevarse regular o mal con sus progenitores y aquéllos que manifestaron llevarse bien.

La calibración de ambos modelos evaluados fue satisfactoria (H-L; $p > 0.05$). La capacidad discriminativa de las tres escalas del S-EMBU-A sobre la calidad de la relación con el padre y con la madre fue también satisfactoria (valores de AUC de 0.84 y 0.83, respectivamente).

4.3 EMBU-P

a) Análisis descriptivo de los ítems

En la Tabla 22 se muestra el valor de la media, desviación estándar, asimetría y curtosis de los 52 ítems del EMBU-P, para las respuestas proporcionadas por cada progenitor. Al final de la tabla también se han incluido los cinco ítems del S-EMBU, actualmente no presentes en la versión de progenitores, ya que dichos ítems forman parte de la propuesta de dos modelos cuya estructura se analiza más adelante. En la mayoría de ítems se observó un valor mínimo de 1 y un valor máximo de 4, excepto en las respuestas de los padres a los ítems 19 y 65 y las respuestas de las madres a los ítems 64 y 71. En estos cuatro ítems de Rechazo, el progenitor al que se ha aludido no puntuó 4 (sí, siempre) en ninguna ocasión.

Tabla 22: Índices descriptivos de los ítems del EMBU-P (separado para cada progenitor)

Ítem	padres				madres			
	Media	DE	A	C	Media	DE	A	C
R6-Le ha castigado por pequeñas faltas	1.47	0.54	0.71	0.44	1.45	0.57	1.03	1.06
R12-Ha sido demasiado severo	1.53	0.58	0.64	-0.15	1.41	0.58	1.17	1.00
R17-Le ha tratado injustamente	1.10	0.33	3.91	19.62	1.09	0.30	3.56	12.84
R19-Ha pegado en presencia de otros	1.61	0.50	-0.30	-1.50	1.65	0.53	0.08	0.09
R23-Ha impuesto castigos corporales *	1.09	0.36	5.24	33.40	1.07	0.29	4.96	30.73
R28-Le ha avergonzado en público	1.30	0.48	1.17	0.09	1.41	0.54	1.04	1.34
R44-Ha sido tacaño y cascarrabias con él	1.67	0.70	1.01	1.26	1.47	0.63	1.27	1.72
R61-Le ha echado las culpas de las cosas	1.20	0.50	3.00	10.31	1.21	0.48	2.68	8.92
R63-Ha sido brusco con él	1.73	0.60	0.51	1.08	1.63	0.55	0.17	-0.43
R64-Ha castigado duramente a su hijo *	1.17	0.41	2.57	7.69	1.14	0.37	2.36	4.65
R65-Ha pegado sin motivo a su hijo	1.03	0.17	7.38	60.26	1.04	0.23	6.99	64.80
R68-Ha pegado a su hijo	1.60	0.51	-0.04	-0.65	1.67	0.49	-0.35	-0.47
R71-Ha avergonzado a su hijo *	1.26	0.46	1.52	2.18	1.26	0.45	1.24	-0.11
E2-No ha demostrado que quiere a su hijo *	3.06	0.83	-0.25	-1.16	3.38	0.77	-0.83	-0.56
E13-El perdón ha sido efectivo	2.31	0.95	0.51	-0.65	2.37	0.92	0.52	-0.58
E21-Le ha intentado comprender o animar *	3.32	0.82	-0.80	-0.61	3.61	0.68	-1.61	1.68
E22-Se ha preocupado sinceramente por salud	3.83	0.52	-3.31	10.70	3.95	0.31	-6.56	46.81
E31-Ha querido que saque buenas notas	3.57	0.71	-1.52	1.46	3.64	0.64	-1.72	2.14
E32-Le ha ayudado ante dificultades	3.03	0.93	-0.27	-1.37	3.34	0.86	-0.95	-0.36
E39-Le ha demostrado su satisfacción	2.73	0.89	0.07	-1.00	2.90	0.84	-0.01	-1.18
E41-Ha respetado la opinión de su hijo	2.84	0.79	0.22	-1.20	2.89	0.81	0.15	-1.33
E43-Ha querido estar a su lado	3.57	0.70	-1.46	1.04	3.70	0.63	-2.13	3.90
E47-Ha intentado dar una buena adolescencia *	3.07	0.92	-0.51	-0.90	3.34	0.79	-0.87	-0.28
E48-Le ha alabado *	2.68	0.80	0.31	-0.87	2.73	0.80	0.25	-0.91
E54-Ha encontrado confidencialidad en usted	2.95	1.00	-0.43	-1.06	3.40	0.85	-1.13	0.05
E60-Se ha interesado por sus amigos	3.32	0.89	-1.04	-0.06	3.61	0.69	-1.71	2.10
E67-Ha participado activamente en aficiones	2.66	0.92	0.09	-0.99	2.82	0.89	0.00	-1.12
E74-Ha habido cariño y ternura con él *	3.25	0.86	-0.78	-0.51	3.51	0.74	-1.24	0.37
E78-Está orgulloso de sus logros *	3.72	0.67	-2.36	4.59	3.79	0.57	-2.86	7.85
E81-Ha manifestado satisfacción hacia él	3.05	0.93	-0.46	-0.98	3.32	0.82	-0.84	-0.46
S7-Le ha influido para que fuera mejor	2.58	1.05	-0.01	-1.22	2.62	1.05	0.00	-1.24
S9-Ha querido que fuera diferente	1.78	0.70	0.65	0.37	1.75	0.67	0.64	0.57
S14-Ha decidido cómo debía vestirse su hijo *	1.64	0.77	1.23	1.34	2.03	0.81	0.56	-0.07
S18-Ha prohibido hacer cosas normales *	1.71	0.69	0.95	1.47	1.61	0.70	1.12	1.41
S20-Se ha preocupado de qué hacía de noche	3.08	1.11	-0.82	-0.79	3.27	1.04	-1.21	0.09
S24-Se ha enfadado porque no colabora	2.22	0.76	0.52	0.18	2.26	0.76	0.54	0.17
S25-Se ha sentido su hijo culpable *	1.56	0.63	0.90	0.81	1.70	0.70	0.95	1.31
S35-Ha recriminado su infantilismo	1.96	0.66	0.43	0.57	2.05	0.71	0.60	0.72
S37-Ha estado triste por su hijo	1.91	0.62	0.30	0.53	2.05	0.70	0.30	0.01
S38-Le ha estimulado para que fuera mejor	2.18	1.03	0.43	-0.96	2.15	1.03	0.44	-0.98
S40-Ha confiado en su hijo	2.46	0.86	-0.18	-0.69	2.43	0.85	-0.21	-0.69
S42-Le ha impedido tener secretos	2.04	1.01	0.70	-0.58	2.39	0.96	0.43	-0.80
S46-Le ha dado explicaciones su hijo *	2.08	0.79	0.73	0.47	2.27	0.89	0.54	-0.36
S49-Le ha recriminado por su mal pago	1.64	0.65	0.83	0.97	1.60	0.71	1.13	1.28
S57-Ha mostrado su oposición a él	2.34	0.87	0.45	-0.45	2.35	0.86	0.30	-0.50
S66-Su hijo ha querido que no se inmiscuyera *	1.68	0.71	0.83	0.42	1.73	0.74	0.84	0.45
S69-Se ha despreocupado de dónde va *	3.16	0.88	-0.96	0.32	3.12	0.90	-0.83	-0.09
S70-Ha limitado estrictamente a su hijo *	1.74	0.77	0.97	0.72	1.92	0.84	0.83	0.31
S73-Ha tenido miedo exagerado *	2.04	0.97	0.75	-0.35	2.15	0.99	0.58	-0.66

Tabla 22: Índices descriptivos de los ítems del EMBU-P (separado para cada progenitor)

Ítem	padres				madres			
	Media	DE	A	C	Media	DE	A	C
F3-Ha mimado más a este hijo	1.44	0.81	1.90	2.76	1.45	0.79	1.85	2.71
F29-Lo quiere más que a los otros	1.08	0.42	5.90	36.18	1.08	0.41	6.01	37.46
F79-Tiene predilección por su hijo	1.19	0.55	3.41	12.36	1.15	0.51	4.03	17.62
r16-Ha sentido quererle menos que a otros *	1.06	0.23	3.90	13.31	1.05	0.24	6.70	56.90
r33-Le ha tratado como una oveja negra *	1.14	0.38	2.73	7.10	1.16	0.41	2.79	8.73
r59-Ha humillado a su hijo *	1.25	0.50	2.10	5.00	1.27	0.50	1.95	4.68
r76-Ha estado enfadado con él sin decir nada *	1.21	0.45	2.08	4.67	1.14	0.36	2.44	5.11
s1-Impedimentos a lo que hace su hijo *	1.71	0.52	-0.23	-0.63	1.72	0.55	0.17	0.68

DE = Desviación Estándar; A = Asimetría; C = Curtosis; R/r: Rechazo; E: Calidez Emocional; S/s: Sobreprotección; F: Favoritismo
 En cursiva: ítems recodificados; * ítems de la versión corta (S-EMBU). La numeración de los ítems es la original de Perris et al. (1980)

En dos ítems (ítem 65 de Rechazo e ítem 29 de Favoritismo) más del 95% de los progenitores contestaron negativamente (no, nunca). Como puede observarse en la Tabla 22, estos ítems presentan valores de desviación estándar menores que la mayoría del resto de ítems. A pesar de ello, se decidió mantener estos ítems, ya que también están presentes en las versiones de niños y de adolescentes. Este fenómeno, que podría explicarse por la deseabilidad social, es extremadamente acusado en los ítems de la escala de Calidez Emocional, en la que menos del 5% de los progenitores responde negativamente (no, nunca) a 13 de los 17 ítems de la escala. Los porcentajes de frecuencia de respuesta (o *endorsement*) fueron adecuados para las respuestas de ambos progenitores al ítem 13 y las respuestas de los padres a los ítems 39, 54 y 67.

En la Figura 17 se presentan los gráficos de caja de cada uno de los ítems, para las respuestas de cada progenitor. La mediana de los valores de asimetría (en valor absoluto) fue 0.8 (respuestas del padre) y 1.0 (respuestas de la madre) y la mediana de los valores de curtosis (en valor absoluto) fue 1.0.

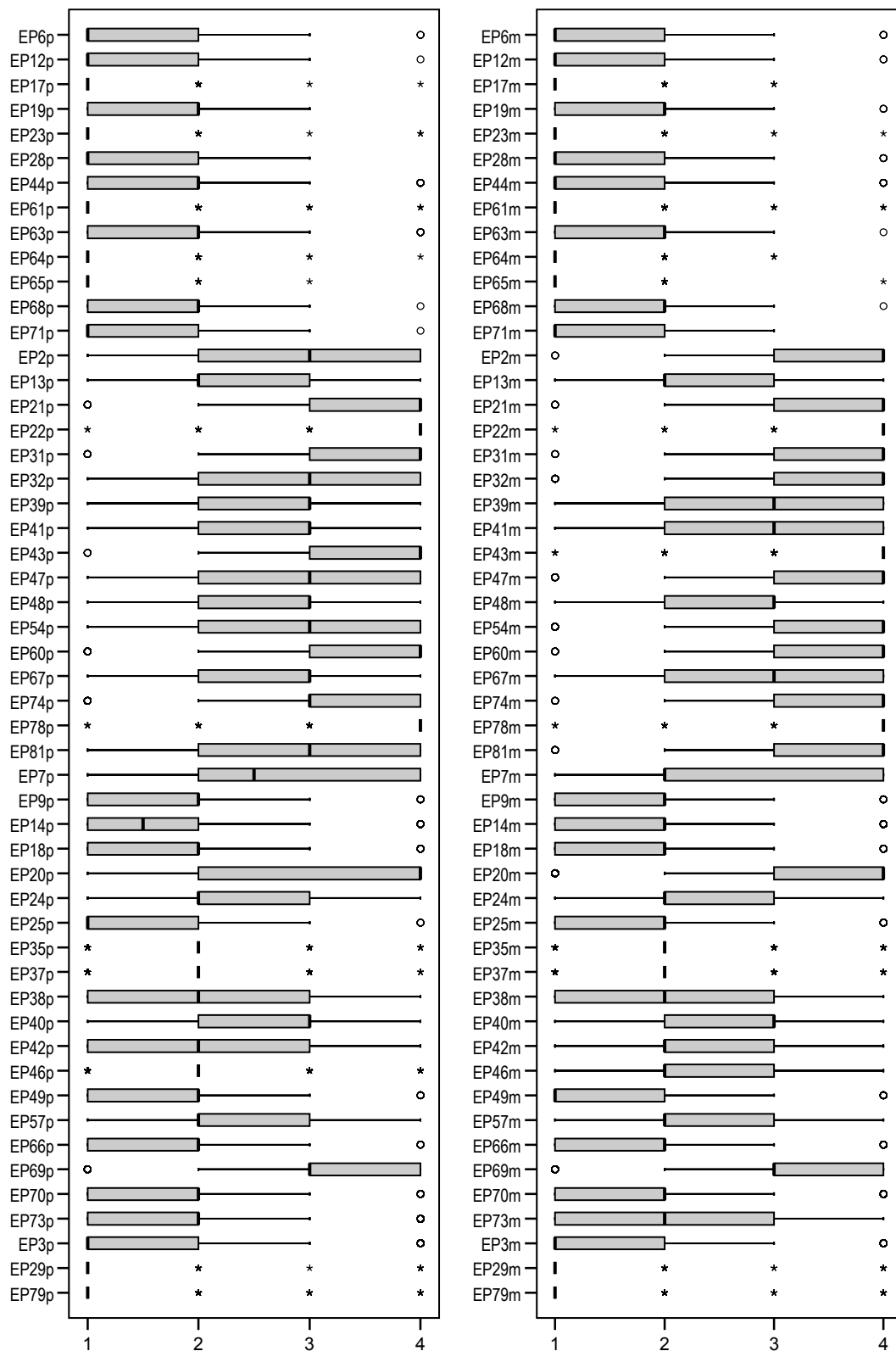


Figura 17: Gráficos de caja de los ítems del EMBU-P: respuestas sobre el padre (izquierda) y sobre la madre (derecha)

Tabla 23: Índices de ajuste del análisis factorial confirmatorio de los modelos alternativos del EMBU-P

Modelo evaluado	χ^2	gl	p	χ^2 /gl	TLI	CFI	RMSEA	SRMR	ECVI
22 ítems; 3 factores (R, E, S)	958.2	412	<.001	2.33	.785	.809	.037	.062	1.19
52 ítems; 4 factores (R, E, S, F)	5314.4	2536	<.001	2.10	.724	.736	.034	.073	5.97
57 ítems; 4 factores (R, E, S, F)	6454.4	3066	<.001	2.11	.700	.712	.034	.072	7.19

Nota: gl: grados de libertad; χ^2 /gl: Ji-cuadrado/grados de libertad; TLI: Índice de Tucker-Lewis; CFI: Índice de ajuste comparativo; RMSEA: Error de aproximación cuadrático medio; SRMR: Residual estandarizado cuadrático medio; ECVI: Índice esperado de validación cruzada

b) Estructura interna

I. Evaluación de modelos alternativos

En la Tabla 23 se presentan los índices de ajuste de los tres modelos evaluados con análisis factorial confirmatorio y estimación ML. Estos modelos incluyen conjuntamente dos grupos de respuestas: del padre y de la madre (véase Anexo B).

El modelo de 52 ítems constituye la versión de Castro et al. (1997), mientras que los dos modelos restantes responden a dos propuestas de modificación que nos hemos planteado. El modelo de 22 ítems corresponde a la versión corta (S-EMBU) propuesta por Arrindell et al. (2005) para adultos, mientras que el modelo de 57 ítems incorpora a la versión actual del EMBU-P de Castro los cinco ítems del S-EMBU actualmente no presentes. A su vez, el valor de GFI de los mismos modelos de la Tabla 23 estimados con ULS fue 0.96 para el modelo de 22 ítems y 0.88 para los modelos de 52 y de 57 ítems. Así pues, esta versión más larga no mejoró los índices de ajuste respecto a la versión actual, por lo que la mencionada modificación resulta cuestionable. Los dos modelos restantes (22 y 52 ítems) presentan globalmente índices de ajuste moderados, y la decisión de optar por uno u otro modelo varía en función del tipo de índice que se evalúe (destacados en negrita). El límite superior del IC 90% del índice RMSEA fue igual o inferior a 0.040 en los tres modelos evaluados.

La mayoría de las cargas factoriales del modelo de 22 ítems fueron superiores a 0.30, excepto ocho valores (datos no mostrados). En cuatro ítems sólo las cargas factoriales de la solución de uno de los progenitores resultó menor a 0.30: en tres ítems fue entre 0.20 y 0.30 al responder el padre (ítems 23, 66 y 76) y en un ítem fue casi nula al responder la madre (ítem 16). El resto de valores bajos fueron los siguientes, para la solución de las respuestas del padre y de la madre, respectivamente: 0.29 y 0.15 en el ítem 46 y 0.16 y 0.10 en el ítem 69. La covariancia entre Calidez Emocional y Sobreprotección en las respuestas del padre resultó no significativa, por lo que se fijó a cero en este grupo. Con esta modificación los índices de ajuste del modelo de 22 ítems prácticamente no variaron, respecto a los valores presentados en la Tabla 23: $\chi^2(413)=959.4$ [$\Delta\chi^2(1)=1.2$; $p=0.267$]; TLI=0.786.

Tabla 24: Índices de ajuste del análisis de equivalencia factorial del modelo de 22 ítems S-EMBU-P

Modelo (M)	Índices de bondad de ajuste							Comparación	
	χ^2 (gl)	χ^2 /gl	TLI	CFI	RMSEA	SRMR	ECVI	$\Delta\chi^2$ (Δ gl)	p
M1: Misma configuración	959.4 (413)	2.32	.786	.809	.037	.062	1.19		
M2: Equivalencia λ	989.8 (432)	2.29	.791	.805	.037	.065	1.18		
M2 vs. M1								30.4 (19)	.047
M2a: M2 menos λ_{16}	977.6 (431)	2.27	.795	.808	.036	.063	1.17		
M2a vs. M1								18.2 (18)	.441
M3: M2a y equivalencia ϕ_{ij}	980.8 (433)	2.27	.795	.808	.036	.064	1.17		
M3 vs. M2a								3.2 (2)	.202

Nota: gl: grados de libertad; χ^2 /gl: Ji-cuadrado/grados de libertad; TLI: Índice de Tucker-Lewis; CFI: Índice de ajuste comparativo; RMSEA: Error de aproximación cuadrático medio; SRMR: Residual estandarizado cuadrático medio; ECVI: Índice esperado de validación cruzada

λ : cargas factoriales; ϕ_{ij} : covariancias factoriales

En el modelo de 52 ítems hubo cinco ítems con cargas entre 0.20 y 0.30 en la solución de ambos progenitores (ítems 7, 18, 40, 65 y 73), cuatro ítems con cargas menores a 0.20 en ambos grupos (ítems 20, 42, 46 y 69) y cuatro ítems más con cargas bajas sólo al responder la madre (entre 0.20 y 0.30 en los ítems 23 y 60 y entre 0.10 y 0.20 en los ítems 22 y 31). De estos 13 ítems “problemáticos”, dos son de Rechazo, tres de Calidez Emocional y los ocho restantes de Sobreprotección. En el modelo de 57 ítems, además dos nuevos ítems de Rechazo (ítems 16 y 76) y uno de Sobreprotección (ítem 38) mostraron problemas similares. Ninguno de los dos modelos mejoró el ajuste de forma apreciable al considerar un modelo menos restringido (Van Prooijen y Van der Kloot, 2001).

II. Invariancia

La prueba de equivalencia se llevó a cabo con el modelo de 22 ítems (Tabla 24), que comentamos a continuación, y con el modelo de 52 ítems (Tabla 25), que se comentará más adelante.

En la versión de 22 ítems (Tabla 24) no se hallaron diferencias estadísticamente significativas entre el Modelo 1 y el Modelo 3. Por lo tanto, el Modelo 3 (en negrita) se consideró como el modelo final. El límite superior del IC 90% del índice RMSEA fue 0.039. Todos los parámetros fueron estadísticamente significativos ($p < 0.01$), excepto la carga factorial del ítem 16 de las respuestas de la madre. A su vez, todos los parámetros resultaron equivalentes entre las respuestas del padre y de la madre, excepto una carga factorial (ítem 16, significativa en las respuestas del padre y nula en la de la madre) y la covariancia factorial entre Calidez y Sobreprotección (fijada a cero en las respuestas del padre).

La Figura 18 muestra las cargas factoriales estandarizadas (parámetro λ o de discriminación) y las correlaciones entre factores (parámetro ϕ_{ij}). En el Anexo G puede consultarse la solución completa, que incluye las estimaciones de todos los parámetros del Modelo 3.

El procedimiento de equivalencia factorial con los datos transformados mediante la transformación *logit* fue el mismo que el mostrado en la Tabla 24 con los datos originales. La correlación entre los parámetros de ambas soluciones fue 0.991. Asimismo, el valor de GFI del mismo modelo final de la Figura 18 estimado con ULS fue 0.95. Dado que los análisis llevados a cabo con los tres procedimientos llevan a resultados similares, sólo mostramos los resultados relativos a los análisis con los datos originales mediante ML.

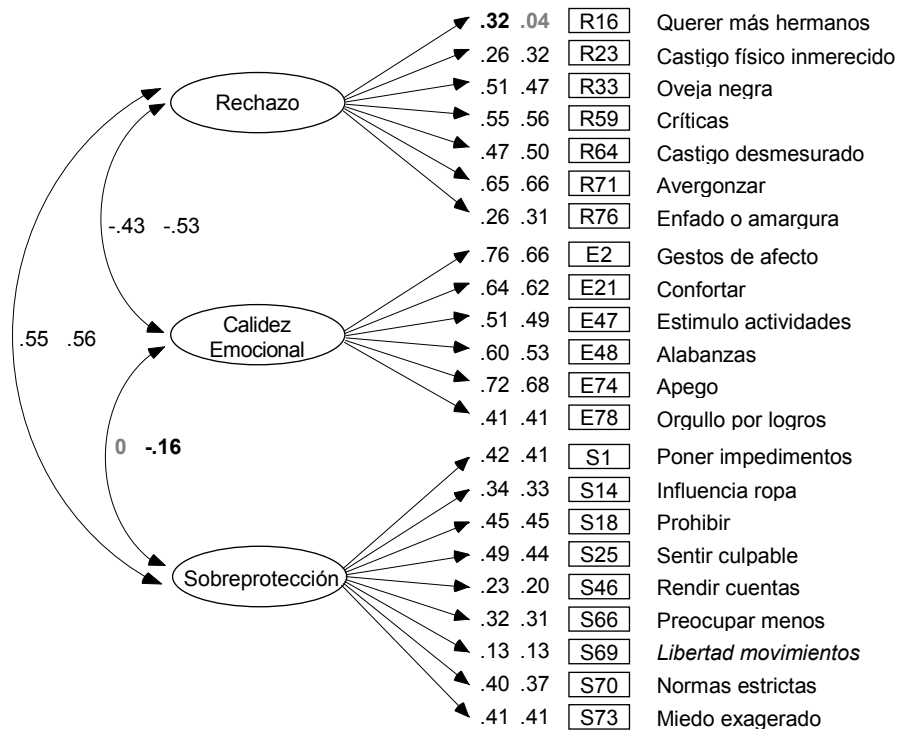


Figura 18: Parámetros estimados (cargas factoriales estandarizadas y correlaciones entre factores) del modelo final del S-EMBU-P (Modelo 3, véase Tabla 24)

A la izquierda se muestran las cargas factoriales estandarizadas y las covariancias factoriales estandarizadas relativas a las respuestas sobre el padre y a la derecha los parámetros correspondientes a las respuestas sobre la madre. Nótese que aunque las cargas factoriales no estandarizadas sean estadísticamente equivalentes, sus valores estandarizados pueden diferir. Lo mismo sucede con las covariancias entre factores y sus correlaciones.

En negrita: parámetros que difieren en las respuestas del padre (izquierda) y de la madre (derecha); en gris: parámetros no significativos ($p > 0.05$); en cursiva: ítem recodificado.

Tabla 25: Índices de ajuste del análisis de equivalencia factorial del modelo de 52 ítems EMBU-P

Modelo (M)	Índices de bondad de ajuste							Comparación	
	χ^2 (gl)	χ^2 /gl	TLI	CFI	RMSEA	SRMR	ECVI	$\Delta\chi^2$ (Δ gl)	p
M1: Misma configuración	5314.4 (2536)	2.10	.724	.736	.034	.073	5.97		
M2: Equivalencia λ	5433.4 (2584)	2.10	.722	.729	.034	.075	5.99		
M2 vs. M1								119.0 (48)	<.001
M2a: M2 menos λ_{22} - λ_{29} - λ_{31} - λ_{60}	5373.3 (2580)	2.08	.727	.734	.034	.073	5.94		
M2a vs. M1								58.9 (44)	.066
M3: M2a y equivalencia φ_{ij}	5397.1 (2586)	2.09	.726	.733	.034	.077	5.95		
M3 vs. M2a								23.8 (6)	<.001
M3a: M3 menos φ_{ES}	5382.5 (2585)	2.08	.727	.734	.034	.074	5.94		
M3a vs. M2a								9.2 (5)	.101

Nota: gl: grados de libertad; χ^2 /gl: Ji-cuadrado/grados de libertad; TLI: Índice de Tucker-Lewis; CFI: Índice de ajuste comparativo; RMSEA: Error de aproximación cuadrático medio; SRMR: Residual estandarizado cuadrático medio; ECVI: Índice esperado de validación cruzada

λ : cargas factoriales; φ_{ij} : covariancias factoriales

De manera análoga a los resultados presentados para el EMBU-C y el S-EMBU-A, se calcularon las puntuaciones directas como suma de los ítems que conforman cada escala del S-EMBU-P, previa recodificación del ítem S69. Los coeficientes de correlación entre las puntuaciones por escalas fueron negativos entre Rechazo y Calidez Emocional (-0.36 padres y -0.38 madres), positivos entre Rechazo y Sobreprotección (0.25 padres y 0.33 madres) y casi nulos entre Calidez Emocional y Sobreprotección (0.07 padres y -0.08 madres). En este caso, también presentaron valores atenuados, con respecto a las correlaciones factoriales mostradas en la Figura 18.

En la versión de 52 ítems (Tabla 25) no se hallaron diferencias estadísticamente significativas entre el Modelo 1 y el Modelo 3a. Por lo tanto, el Modelo 3a (en negrita) se consideró como el modelo final. El límite superior del IC 90% del índice RMSEA fue 0.035. Todos los parámetros fueron estadísticamente significativos ($p < 0.01$), excepto la carga factorial del ítem 69.

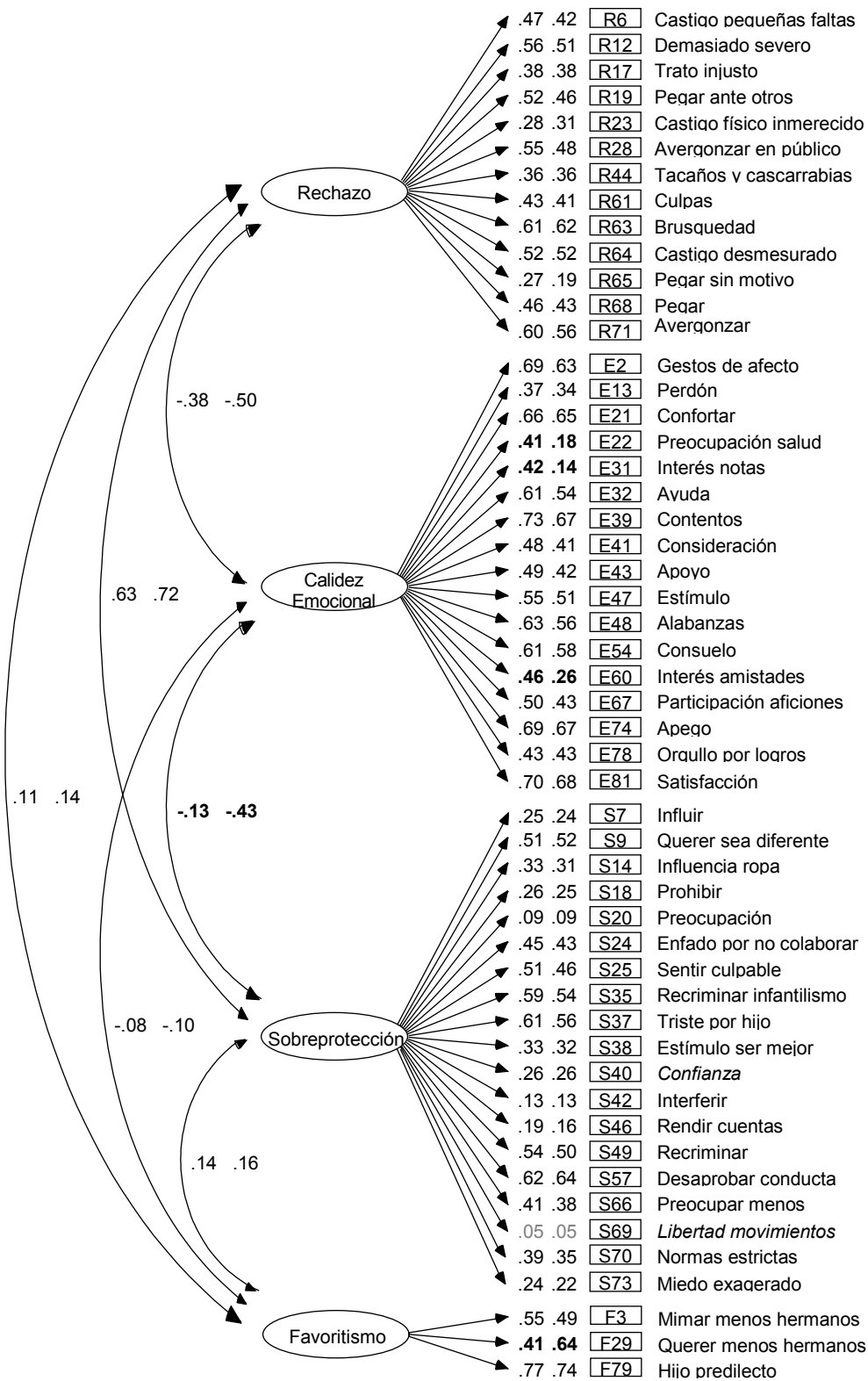


Figura 19: Parámetros estimados (cargas factoriales estandarizadas y correlaciones entre factores) del modelo final del EMBU-P (Modelo 3a, véase Tabla 25)

(Nota: ver comentario respecto a la estandarización de los parámetros en la nota de la Figura 18)

En negrita: parámetros que difieren en las respuestas del padre (izquierda) y de la madre (derecha); en gris: parámetros no significativos ($p > 0.05$); en cursiva: ítems recodificados

La Figura 19 muestra las cargas factoriales estandarizadas (parámetro λ o de discriminación) y las correlaciones entre factores (parámetro ϕ_{ij}). La mayoría de parámetros resultaron equivalentes entre las respuestas del padre y de la madre, excepto tres cargas factoriales de Calidez Emocional (menores en las respuestas de las madres), una carga factorial de Favoritismo (menor en las respuestas de los padres) y la covariancia factorial entre Calidez y Sobreprotección (menor en las respuestas del padre). En el Anexo H puede consultarse la solución completa, que incluye las estimaciones de todos los parámetros del Modelo 3a.

El procedimiento de equivalencia factorial con los datos transformados con la transformación *logit* fue el mismo que el mostrado con los datos originales en la Tabla 25. La correlación entre los parámetros de ambas soluciones fue 0.992. Asimismo, el valor de GFI del mismo modelo final de la Figura 19 estimado con ULS fue 0.87. Dado que los análisis llevados a cabo con los tres procedimientos llevan a resultados similares, sólo mostramos los resultados relativos a los análisis con los datos originales mediante ML.

Para calcular las puntuaciones totales como suma directa de los ítems de cada escala se recodificaron los dos ítems inversos (S40 y S69). Los estadísticos descriptivos se presentan en la Tabla 28 y serán comentados más adelante. Los coeficientes de correlación entre estas puntuaciones directas fueron negativos entre Rechazo y Calidez Emocional (-0.35 padres y -0.34 madres), positivos entre Rechazo y Sobreprotección (0.34 padres y 0.54 madres) y menores entre Calidez Emocional y Sobreprotección (0.07 padres y -0.17 madres). Estos valores están moderadamente atenuados, respecto a los valores de las correlaciones factoriales mostrados en la Figura 19. Además, cabe destacar el valor nulo hallado para la correlación entre las puntuaciones directas de las escalas de Calidez Emocional y Sobreprotección paternas; como se observa en la Figura 19, la correlación entre ambos factores resultó también baja, pero significativa y negativa (-0.13).

c) Fiabilidad de consistencia interna y homogeneidad de las escalas

Todos los resultados que se presentan a partir de este punto se basan en las puntuaciones directas obtenidas por suma de los ítems que componen cada escala de la versión de progenitores. Como se ha mencionado antes, los descriptivos se presentan en la Tabla 27 y se comentarán más adelante.

Tabla 26: Correlación inter-ítems, fiabilidad de consistencia interna y error estándar de medida (EEM) de las escalas del S-EMBU-P y el EMBU-P, separado para las respuestas de cada progenitor

Versión	Escala (n° ítems)	promedio correlación inter-ítems (valor mínimo/valor máximo)		alfa de Cronbach			EEM	
		padre	madre	padre	madre	p*	padre	madre
S-EMBU-P 22 ítems	Rechazo (7)	0.17 (0.00/0.37)	0.15 (-0.02/0.46)	0.60	0.60	.956	0.97	0.92
	Calidez Emocional (6)	0.37 (0.23/0.63)	0.32 (0.18/0.50)	0.78	0.74	.069	1.59	1.47
	Sobreprotección (9)	0.12 (-0.03/0.35)	0.12 (-0.07/0.31)	0.54	0.52	.704	2.14	2.27
EMBU-P 52 ítems	Rechazo (13)	0.21 (-0.01/0.45)	0.20 (0.03/0.46)	0.77	0.76	.768	1.58	1.54
	Calidez Emocional (17)	0.31 (0.03/0.63)	0.23 (-0.03/0.53)	0.89	0.84	<.001	2.87	2.73
	Sobreprotección (19)	0.13 (-0.10/0.40)	0.13 (-0.07/0.50)	0.71	0.71	.952	3.41	3.47
	Favoritismo (3)	0.33 (0.24/0.33)	0.38 (0.30/0.48)	0.57	0.59	.602	0.89	0.84

* prueba de significación de la comparación entre los valores de alfa de Cronbach de las respuestas del padre y de la madre

En la Tabla 26 se presenta el promedio de correlaciones entre los ítems de cada escala, así como el valor mínimo y máximo, el valor del alfa de Cronbach de cada escala y el resultado de la comparación entre los valores hallados para las respuestas de cada progenitor. Estos resultados se han calculado para las dos versiones consideradas hasta el momento.

En la versión corta de 22 ítems (S-EMBU-P), únicamente la escala de Calidez Emocional obtuvo unos valores aceptables, tanto respecto al promedio de correlación entre ítems como al valor de alfa de Cronbach. El nivel de fiabilidad de consistencia interna fue similar al comparar las respuestas del padre y de la madre. Respecto a las correlaciones entre ítems, todas están dentro de un rango razonable para la escala de Calidez Emocional. Las que tienen valores inferiores a 0.05 en las otras dos escalas son excepciones y no están asociadas a ninguno de los ítems en particular.

En la versión de 52 ítems (EMBU-P; Castro et al., 1997), los valores de alfa de Cronbach resultaron aceptables en las escalas de Rechazo y Calidez Emocional y fueron algo menores en Sobreprotección, a pesar de ser la escala más larga. El promedio de correlaciones entre ítems de la escala Favoritismo fue adecuado, pero teniendo en cuenta que esta escala sólo consta de tres ítems, los valores de alfa de Cronbach más bajos. Sólo se observaron diferencias significativas en la fiabilidad de consistencia interna de las respuestas del padre y de la madre en la escala Calidez Emocional, que resultó más consistente para las respuestas sobre el padre. Con relación a los valores de las correlaciones entre ítems, los valores menores a 0.05 son excepciones y no están asociados a ningún ítem en concreto.

Si se comparan los resultados de ambas versiones, en términos absolutos el valor del alfa de Cronbach fue superior en la versión más larga, para las tres escalas comunes, como cabría esperar. No obstante, si se compara la correlación promedio entre ítems de cada escala, índice no afectado por el número de ítems, la versión corta presentó valores similares a la versión más larga en la escala de Sobreprotección, e incluso

mayores en la escala de Calidez Emocional. La única escala cuya fiabilidad de consistencia interna empeoró, tanto de forma absoluta como relativa, fue la de Rechazo.

Con el fin de comparar nuestros resultados en muestra clínica con los de Castro et al. (1997) en una muestra comunitaria de progenitores de adultos jóvenes, se calcularon los valores de alfa de Cronbach de la versión de 52 ítems considerando toda la muestra en conjunto ($n=966$). La consistencia interna de la escala Rechazo fue muy similar (0.76 con nuestros datos vs. 0.75 en muestra comunitaria; $p=0.613$), mientras que en las tres escalas restantes se hallaron diferencias estadísticamente significativas: alfa ligeramente superior en Calidez Emocional (0.87 vs. 0.84; $p=0.009$), algo inferior en Sobreprotección (0.71 vs. 0.76; $p=0.018$) y tan sólo Favoritismo presentó unos valores considerablemente más bajos en muestra clínica (0.58 vs. 0.66; $p=0.026$).

Respecto al error estándar de medida de cada escala estimado a partir del coeficiente de consistencia interna, se calculó el intervalo de puntuación verdadera de una determinada puntuación observada de la versión de 52 ítem (EMBU-P): es de ± 3 puntos en la escala Rechazo (cuya puntuación observada puede oscilar entre 13 y 52), ± 6 en la escala de Calidez Emocional paterna y ± 5 en la de Calidez Emocional materna (rango teórico entre 17 y 68 puntos), ± 7 puntos en la escala Sobreprotección (entre 19 y 76) y ± 2 en Favoritismo (entre 3 y 12), con una confianza del 95%. En la versión de 22 ítems (S-EMBU-P), el intervalo de puntuación verdadera es de ± 2 puntos en la escala de Rechazo (rango teórico entre 7 y 28 puntos), ± 3 en Calidez Emocional (entre 6 y 24 puntos) y ± 4 en Sobreprotección (entre 9 y 36).

Los resultados de los índices clásicos de discriminación están detallados en el Anexo I. Respecto a la versión de 52 ítems, en seis ítems una o las dos correlaciones ítem-total (respuestas del padre y de la madre) fueron menores que las correlaciones del ítem con las tres escalas a las que no pertenece el ítem. Los valores de la correlación corregida resultaron ligeramente atenuados, si se comparan con las cargas factoriales estandarizadas de la Figura 19. En cuanto al índice de discriminación de los ítems basado en la puntuación de la escala en grupos extremos, todos los valores fueron positivos.

Teniendo en cuenta estos resultados de fiabilidad de consistencia interna, y los resultados de estructura interna expuestos en apartados anteriores, decidimos proseguir analizando las dos versiones posibles: el modelo actual de 52 ítems (EMBU-P) y nuestra propuesta de 22 ítems (S-EMBU-P). No obstante, en los apartados siguientes se presenta la información detallada de la versión de 52 ítems, ya que la versión que proponemos de 22 ítems presenta algunas limitaciones, especialmente en cuanto a fiabilidad de consistencia interna de dos de las tres escalas.

Tabla 27: Media, desviación estándar (DE) y error estándar de medida (EEM) de cada escala del EMBU-P, en función del progenitor que responde y del sexo y de edad del hijo

Escala	Sexo del hijo	Grupo de edad	padre			madre		
			Media	DE	N	Media	DE	N
Rechazo	Masculino	7-10 años	17.95	2.82	56	17.47	2.61	66
		11-12 años	17.84	3.18	64	18.09	3.53	75
		13-15 años	18.31	3.64	93	17.91	2.81	112
		16-18 años	17.17	3.64	30	17.62	3.19	34
	Femenino	7-10 años	17.51	3.71	41	18.09	2.40	46
		11-12 años	17.68	2.71	28	18.32	3.48	38
		13-15 años	17.25	3.05	77	16.45	3.03	102
		16-18 años	17.73	3.13	45	16.75	3.73	59
	Total			17.75	3.27	434	17.50	3.15
Calidez	Masculino	7-10 años	55.79	8.59	56	59.48	5.26	66
		11-12 años	54.31	8.41	64	57.51	6.28	75
		13-15 años	51.99	8.22	93	55.28	6.95	112
		16-18 años	47.77	8.43	30	53.18	6.31	34
	Femenino	7-10 años	56.07	6.87	41	58.57	5.86	46
		11-12 años	54.00	6.41	28	56.11	6.47	38
		13-15 años	52.25	9.07	77	55.28	7.28	102
		16-18 años	50.91	8.48	45	54.98	7.11	59
	Total			52.98	8.50	434	56.29	6.78
Sobreprotección	Masculino	7-10 años	40.00	5.92	56	40.56	4.84	66
		11-12 años	40.28	6.37	64	42.97	6.43	75
		13-15 años	41.20	6.30	93	42.02	6.27	112
		16-18 años	38.73	6.18	30	41.94	7.32	34
	Femenino	7-10 años	37.80	4.85	41	39.91	6.21	46
		11-12 años	37.75	5.40	28	42.21	6.61	38
		13-15 años	39.70	6.99	77	40.75	6.92	102
		16-18 años	40.00	6.98	45	41.00	6.90	59
	Total			39.81	6.33	434	41.44	6.46
Favoritismo	Masculino	7-10 años	3.50	1.10	56	3.56	1.14	66
		11-12 años	3.64	1.13	64	3.65	1.08	75
		13-15 años	3.96	1.58	93	3.82	1.47	112
		16-18 años	3.80	1.79	30	3.88	1.82	34
	Femenino	7-10 años	3.54	1.05	41	3.65	0.95	46
		11-12 años	3.50	0.75	28	3.82	1.41	38
		13-15 años	3.75	1.41	77	3.54	1.00	102
		16-18 años	3.71	1.50	45	3.64	1.78	59
	Total			3.71	1.35	434	3.68	1.32

d) Relación con el sexo y la edad

En la Tabla 27 se presentan los valores de la media y desviación estándar de las puntuaciones de cada escala del EMBU-P, en función del progenitor que responde y del sexo y el grupo de edad del hijo. A su vez, en la Tabla 28 se muestran los resultados del análisis de la variancia de las cuatro escalas de esta versión de 52 ítems del EMBU-P.

Tabla 28: Resultados del análisis de la variancia de las escalas del EMBU-P en función del progenitor que responde y del sexo y la edad del hijo: estadístico F de Snedecor y significación (p)

Efectos inter-sujetos Fuente (grados de libertad)	Rechazo		Calidez Emocional		Sobreprotección		Favoritismo	
	F	p	F	p	F	p	F	p
edad (3)	1.61	.187	20.87	<.001	2.12	.096	1.21	.304
progenitor (1)	0.18	.674	43.31	<.001	19.80	<.001	0.05	.820
sexo (1)	2.11	.146	0.48	.489	5.79	.016	0.78	.377
edad * progenitor (3)	1.21	.307	0.63	.594	1.84	.138	0.81	.486
edad * sexo (3)	2.95	.032	1.62	.183	0.72	.541	0.74	.530
progenitor * sexo (1)	0.05	.825	0.88	.349	0.14	.708	0.03	.862
edad * progenitor * sexo (3)	1.29	.277	0.08	.971	0.86	.461	0.26	.853

En la escala de Rechazo la interacción edad*sexo fue estadísticamente significativa ($p=0.032$). Ambos progenitores informaron de puntuaciones similares de Rechazo hacia sus hijos varones y hacia sus hijas, excepto en el grupo de edad de 13 a 15 años, siendo menor hacia las hijas (IC95% 0.66 a 1.94 puntos; $p<0.001$) que hacia los hijos varones. Las madres se consideraron más cálidas (IC95% 2.40 a 4.43 puntos) y más sobreprotectoras (IC95% 1.11 a 2.86 puntos) que los padres. Además, se observó una menor Calidez Emocional percibida a medida que los hijos son mayores, hallándose diferencias entre cada uno de los cuatro grupos de edad. Por lo tanto, la mayor diferencia se dio al comparar los hijos más pequeños, de 7 a 10 años, con los hijos más mayores, de 16 a 18 años (IC95% 4.22 a 7.31 puntos; $p<0.001$). Las únicas diferencias en función del sexo de los hijos se hallaron en la escala de Sobreprotección, ya que los progenitores de hijos varones obtuvieron puntuaciones más altas en esta escala (IC95% 0.20 a 1.95 puntos) que los progenitores de hijas. En la escala de Favoritismo no hubo diferencias estadísticamente significativas en función de ninguna de las variables consideradas.

En cuanto a la versión corta de 22 ítems (descriptivos no mostrados), los resultados del análisis de la variancia de la escala de Calidez Emocional fueron similares a los presentados para la versión actual de 52 ítems: también resultaron significativos el grupo de edad del hijo [$F(3, 950)=20.42$; $p<0.001$] y el progenitor que responde [$F(1, 950)=37.23$; $p<0.001$], y las diferencias fueron en la misma dirección: mayor Calidez Emocional de las madres (IC95% 0.88 a 1.71 puntos) y menor Calidez a medida que el hijo es mayor (IC95% 1.77 a 3.03 puntos entre los más pequeños y los mayores; $p<0.001$). En cambio, las otras dos escalas se comportaron de forma diferenciada, ya que no se observaron diferencias significativas relativas al sexo de los hijos ni a su edad. En la escala Rechazo no se halló ningún efecto significativo y en la escala Sobreprotección sólo resultó estadísticamente significativo el progenitor [$F(1, 950)=27.16$; $p<0.001$], mostrando los padres menor Sobreprotección (IC95% 0.73 a 1.62 puntos) que las madres.

Tabla 29: Correlaciones entre las escalas del EMBU-P y las preguntas de la entrevista PFR, separado para las respuestas de cada progenitor

Escala EMBU-P	Disciplina dura		Falta de supervisión	
	Padres n=431	Madres n=529	Padres n=431	Madres n=528
Rechazo	0.40**	0.46**	0.09	0.00
Calidez Emocional	-0.24**	-0.24**	-0.22**	-0.21**
Sobreprotección	0.29**	0.37**	0.15**	0.12**
Favoritismo	0.05	0.03	0.07	-0.01

Correlación de Pearson: * p<0.05; ** p<0.01

Si se tiene en cuenta la magnitud del error estándar de medida, las diferencias en función del sexo del hijo o del progenitor pueden considerarse irrelevantes (en promedio entre 1.1 y 3.4); por el contrario, destaca la diferencia en Calidez Emocional entre el grupo de niños más pequeños y el grupo de adolescentes mayores de la versión de 52 ítems (promedio de 5.8 puntos).

e) Relación con ajuste familiar

La media (y desviación estándar) de las respuestas a las escalas de la entrevista PFR fueron 4.91 (2.95) de disciplina dura por parte del padre y 5.35 (3.05) por parte de la madre. Los niveles de falta de supervisión adulta resultaron muy bajos (media=1.59; DE=2.50).

La Tabla 29 muestra los resultados relativos a la validez convergente entre el EMBU-P y el PFR. Las puntuaciones de Rechazo correlacionaron positivamente con el grado de disciplina dura (entre 0.40 y 0.46). Las puntuaciones de Calidez Emocional correlacionaron negativamente con las dos escalas del PFR (entre -0.21 a -0.24), mientras que las puntuaciones de Sobreprotección lo hicieron de forma directa (entre 0.12 y 0.37). Las puntuaciones de Favoritismo no correlacionaron con ninguno de los dos indicadores de la entrevista que se han considerado.

Los resultados con las puntuaciones de la versión de 22 ítems (S-EMBU-P) fueron muy similares, con dos excepciones: la falta de supervisión correlacionó positivamente con el Rechazo paterno ($r=0.16$; $p<0.01$) y de forma prácticamente nula con el Control materno ($r=0.05$; $p=0.211$).

En cuanto a la validez concurrente del EMBU-P, en la Tabla 30 se presentan los resultados de los dos análisis con regresión logística binaria entre las puntuaciones del EMBU-P y la pregunta binaria del PFR sobre si la educación del hijo se considera problemática por parte de sus progenitores.

Tabla 30: Asociación entre las puntuaciones del EMBU-P y las respuestas a la entrevista PFR: resultados de los análisis de regresión logística binaria, ajustada por sexo y edad del hijo

Variable criterio	Variable/s predictor/a/s	p	OR (IC95%)	R ²	H-L	AUC (IC95%)
Problemas padre para educar hijo	Rechazo padre	.003	1.14 (1.05; 1.23)	.21	.88	0.73 (0.68; 0.79)
	Calidez Emocional padre	.001	0.95 (0.92; 0.98)			
	Sobreprotección padre	.001	1.07(1.03; 1.12)			
	Favoritismo padre	.346	0.92 (0.78; 1.09)			
Problemas madre para educar hijo	Rechazo madre	.001	1.15 (1.06; 1.25)	.17	.21	0.70 (0.66; 0.75)
	Calidez Emocional madre	.012	0.96 (0.93; 0.99)			
	Sobreprotección madre	.014	1.05 (1.01; 1.09)			
	Favoritismo madre	.156	1.12 (0.96; 1.31)			

R² de Nagelkerke; H-L: Hosmer-Lemeshow

Un 35.1% de los padres y un 45.7% de las madres consideró que había tenido problemas para educar a su hijo. Puntuaciones más altas en Rechazo (promedio de OR 1.14 y 1.15) y Sobreprotección (OR 1.07 y 1.05) y más bajas en Calidez Emocional (promedio de OR 0.95 y 0.96) se asociaron con una mayor probabilidad de tener problemas para educar al hijo, tanto por parte del padre como de la madre, respectivamente. Las puntuaciones de Favoritismo no discriminaron entre los progenitores con o sin problemas para educar a su hijo. La calibración de los dos modelos evaluados fue satisfactoria (H-L; $p > 0.05$). La capacidad discriminativa de las cuatro escalas del EMBU-P sobre la pregunta general sobre la educación del hijo fue satisfactoria (valores de AUC de 0.73 y 0.70).

En la versión de 22 ítems, los resultados fueron similares para las escalas de Rechazo y Calidez Emocional, mientras que los valores de OR asociados a la escala de Sobreprotección también fueron mayores a 1, pero sin llegar a ser estadísticamente significativos.

Tabla 31: Índices de ajuste del análisis de equivalencia factorial del EMBU-A: comparación de los resultados en muestra comunitaria española y holandesa con nuestros datos en muestra clínica

Datos	Descripción del modelo	Índices de bondad de ajuste						Comparación		
		χ^2 (gl)	TLI	CFI	RMSEA	SRMR	ECVI	$\Delta\chi^2$ (Δ gl)	p	
España	Padres	Igual configuración	435.1 (249)	.854	.869	.067	.089	3.21		
		Equivalencia total λ y φ_{ij}	462.0 (276)	.869	.869	.062	.114	3.01	26.9 (27)	.469
	Madres	Igual configuración	361.8 (249)	.896	.906	.046	.071	2.57		
		Equivalencia total λ y φ_{ij}	400.1 (276)	.897	.897	.048	.114	2.52	38.3 (27)	.073
Holanda	Padres	Igual configuración	2367.7 (1371)	.725	.736	.064	.107	15.23		
		Equivalencia total λ	2513.8 (1425)	.713	.712	.072	.139	15.41	146.1 (54)	<.001
		Equivalencia 39 λ	2418.7 (1410)	.729	.733	.066	.126	15.55	51.0 (39)	.094
	Madres	Igual configuración	2431.4 (1371)	.674	.687	.068	.096	15.56		
		Equivalencia total λ	2567.0 (1425)	.662	.663	.069	.124	15.74	135.6 (54)	<.001
		Equivalencia 38 λ	2483.3 (1409)	.678	.683	.067	.105	15.47	51.9 (38)	.066

Nota: gl: grados de libertad; TLI: Índice de Tucker-Lewis; CFI: Índice de ajuste comparativo; RMSEA: Error de aproximación cuadrático medio; SRMR: Residual estandarizado cuadrático medio; ECVI: Índice esperado de validación cruzada; λ : cargas factoriales; φ_{ij} : covarianzas factoriales

4.4 EQUIVALENCIA, CONGRUENCIA Y CONCORDANCIA ENTRE VERSIONES

a) Equivalencia factorial con estudios anteriores

En la Tabla 31 se presentan los índices de ajuste al analizar los datos del EMBU-A en muestra clínica, restringiendo los parámetros a los valores de los resultados del análisis factorial confirmatorio publicados por dos estudios previos en muestras comunitarias de adolescentes. La estructura factorial del estudio español (Aluja et al., 2006a) incluía 24 ítems y tres factores (Rechazo, Calidez Emocional y Sobreprotección) y la del estudio holandés (Gerlsma et al., 1991) constaba de 54 ítems y cuatro factores, ya que también contemplaba la escala de Favoritismo.

No se hallaron diferencias entre el modelo inicial (igual configuración) y el modelo totalmente restringido, al fijar todas las cargas factoriales y las correlaciones factoriales a los valores originales publicados por el estudio en muestra comunitaria española (Aluja et al., 2006a), tanto en las respuestas sobre el padre como sobre la madre. Los índices de ajuste de los modelos finales (destacado en negrita) resultaron aceptables para las respuestas sobre el padre y satisfactorios para las respuestas sobre la madre.

Por el contrario, sí hubo diferencias entre el modelo inicial y el modelo con todas las cargas factoriales fijadas a los valores originales publicados por Gerlsma et al. (1991) en una muestra comunitaria holandesa. Cabe decir que en este estudio no se informó de los valores de las correlaciones factoriales, por lo que se definieron como libres en

todos los modelos estudiados. Fue preciso liberar 15 cargas factoriales de la solución de las respuestas sobre el padre y 16 sobre la madre para no hallar diferencias con respecto al modelo basal (Figura 20, en color).

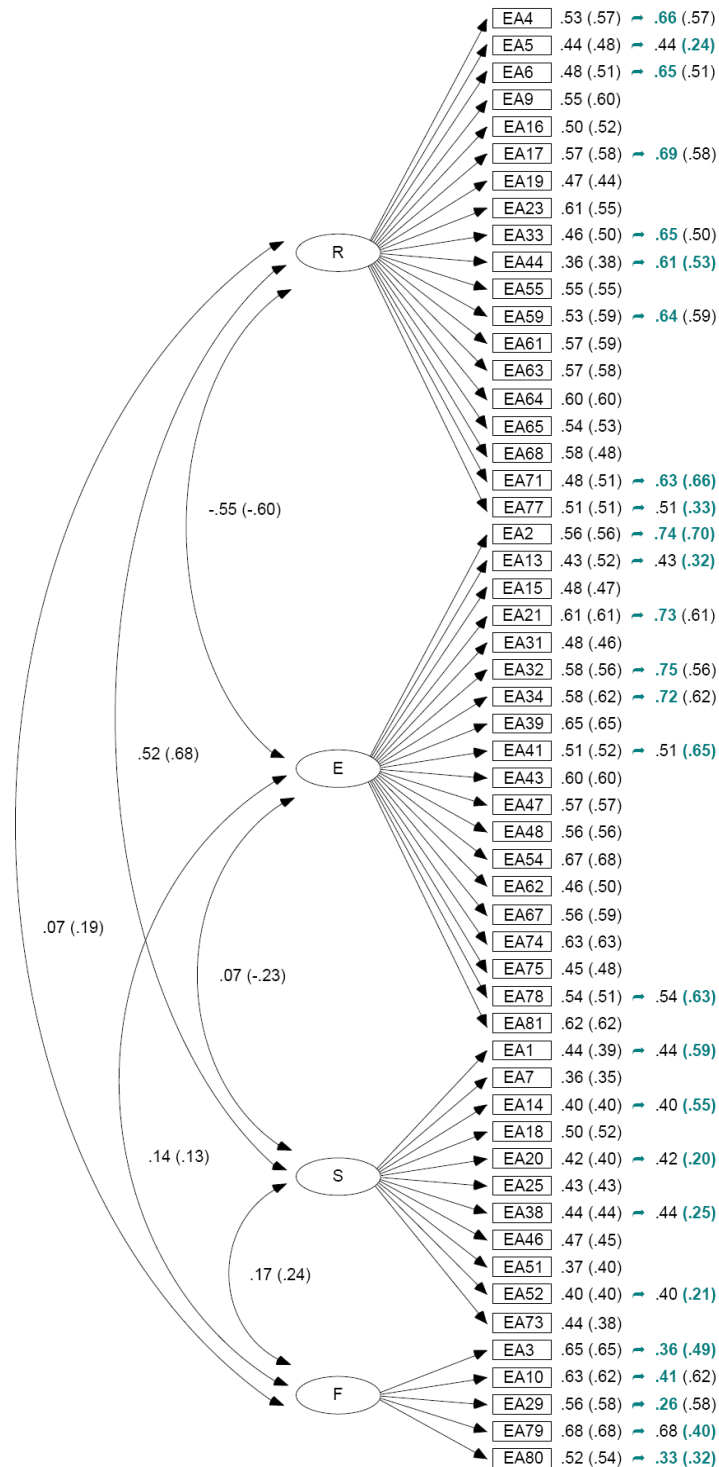


Figura 20: Cargas factoriales estandarizadas de los modelos totalmente restringido (izquierda) y parcialmente restringido (derecha) de las respuestas sobre el padre y la madre (entre paréntesis) del EMBU-A en la muestra clínica española, reproduciendo la estructura factorial en la muestra comunitaria holandesa (R: Rechazo; E: Calidez Emocional; S: Sobreprotección; F: Favoritismo)

No obstante, los índices de ajuste obtenidos, incluso con los modelos no restringidos, resultaron insuficientes. Un aspecto remarcable es que las discrepancias entre las cargas factoriales del modelo inicial y del modelo totalmente restringido, que reproducía los valores del estudio de Gerlsma et al. (1991), de los 31 parámetros liberados fueron mayores a 0.15.

b) Congruencia factorial con estudios anteriores

I. Respuestas de los hijos

Los resultados de la comparación de las cargas factoriales de las respuestas de los adolescentes con estudios previos de carácter exploratorio se muestran en las Figuras 21 y 22. En la Figura 21 se han representado gráficamente los coeficientes de congruencia de Tucker (ϕ) al comparar las cargas factoriales del EMBU-A en muestra clínica obtenidas en nuestro estudio con los resultados del análisis factorial exploratorio publicados por Aluja et al. (2006a) con una muestra comunitaria española de adolescentes, por separado para las respuestas sobre cada progenitor. Puede observarse que, sistemáticamente, el factor con mayor congruencia fue el de Calidez Emocional. En cambio, la congruencia de Favoritismo (en la única solución en que interviene esta escala) fue mucho menor que el resto de valores.

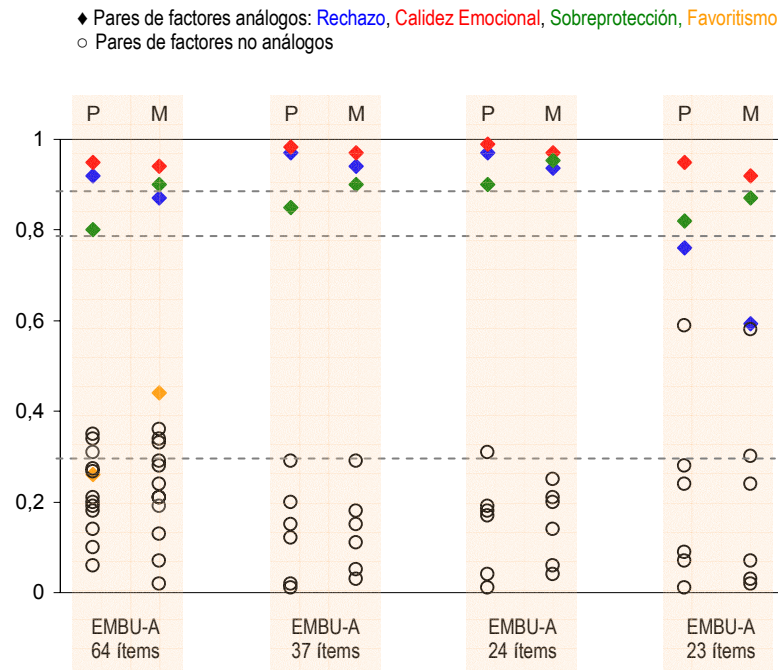


Figura 21: Coeficientes de congruencia de Tucker (en valor absoluto) del EMBU-A al comparar nuestros datos con Aluja et al. (2006a), por separado para las respuestas paternas (P) y maternas (M)

A su vez, en la Figura 22 se muestran los valores de Kappa de Cohen (κ) obtenidos al comparar las cargas factoriales del EMBU-A en muestra clínica con los resultados del análisis factorial exploratorio publicados por diversos autores, siguiendo el procedimiento de Guadagnoli y Velicer (1991) descrito en el apartado del método. De izquierda a derecha, se presentan las soluciones obtenidas en muestra comunitaria infantil española (Castro et al., 1993), holandesa (Markus et al., 2003) y portuguesa (Canavarró et al., 2007) con el EMBU-C, en adultos holandeses con fobia (Arrindell et al., 1983) y en adultos jóvenes sanos de Japón (Someya et al., 1999) con el EMBU, y en progenitores de una muestra comunitaria de adultos jóvenes españoles (Castro et al., 1997) con el EMBU-P. El factor que mostró una peor congruencia fue el de Sobreprotección. También se observan valores ligeramente más congruentes al comparar nuestros resultados con los de muestras europeas que respecto a la comparación con la solución japonesa.

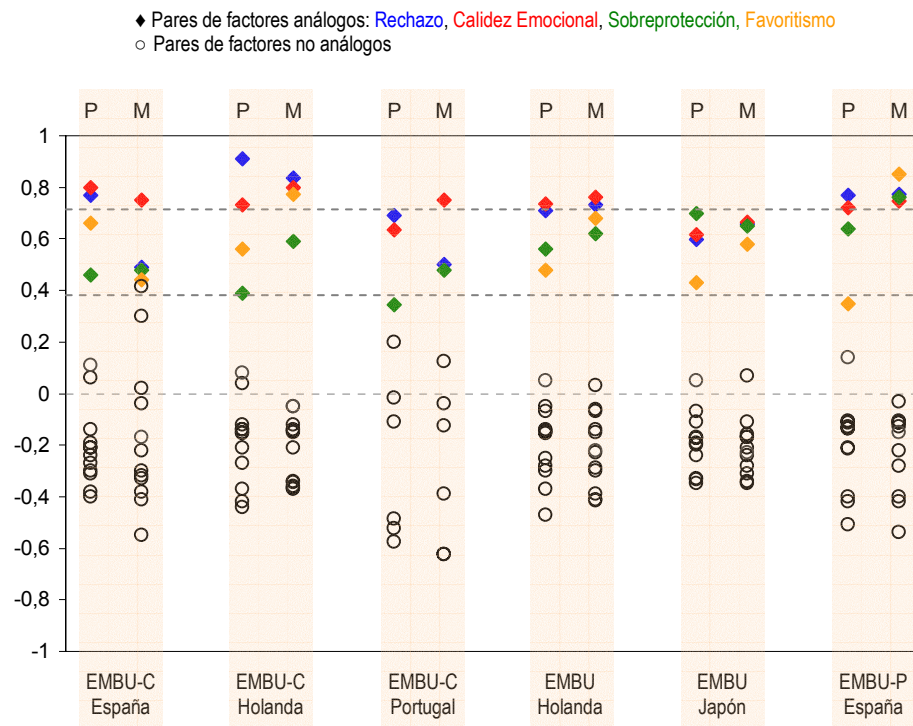


Figura 22: Coeficientes Kappa de Cohen del EMBU-A al comparar nuestros datos con diversas soluciones (de izquierda a derecha: Castro et al., 1993; Markus et al., 2003; Canavarró et al., 2007; Arrindell et al., 1983; Someya et al., 1999; Castro et al., 1997), por separado para las respuestas paternas (P) y maternas (M)

Considerando los dos índices en conjunto, el 90.3% de los valores entre factores análogos superó los valores recomendados, hallándose un acuerdo satisfactorio en las escalas Rechazo y Calidez Emocional ($\varphi > 0.90$ en valor absoluto; $K > 0.75$), moderado en Sobreprotección ($\varphi > 0.80$ en valor absoluto; $K > 0.40$) y escaso en Favoritismo ($\varphi < 0.80$ en valor absoluto; K entre 0 y 0.40). El 88.5% de los valores entre factores no análogos se situó por debajo del punto de corte recomendado ($\varphi < 0.30$ en valor absoluto; $K < 0$).

En cuanto a la comparación de las respuestas de los niños con el EMBU-C, la diversidad de versiones consideradas en este apartado impide la realización de una comparación formal.

II. Respuestas de los progenitores

Los análisis de congruencia de la estructura del EMBU-P son análogos a los realizados con el EMBU-A. En la Figura 23 se representan gráficamente los coeficientes de congruencia de Tucker (φ) que comparan nuestros datos con los del estudio del EMBU-A de Aluja et al. (2006a). En general, el factor que mostró mayor congruencia fue el de Calidez Emocional, seguido de la escala Rechazo; el valor más bajo de congruencia se halló en las respuestas paternales de la escala Favoritismo.

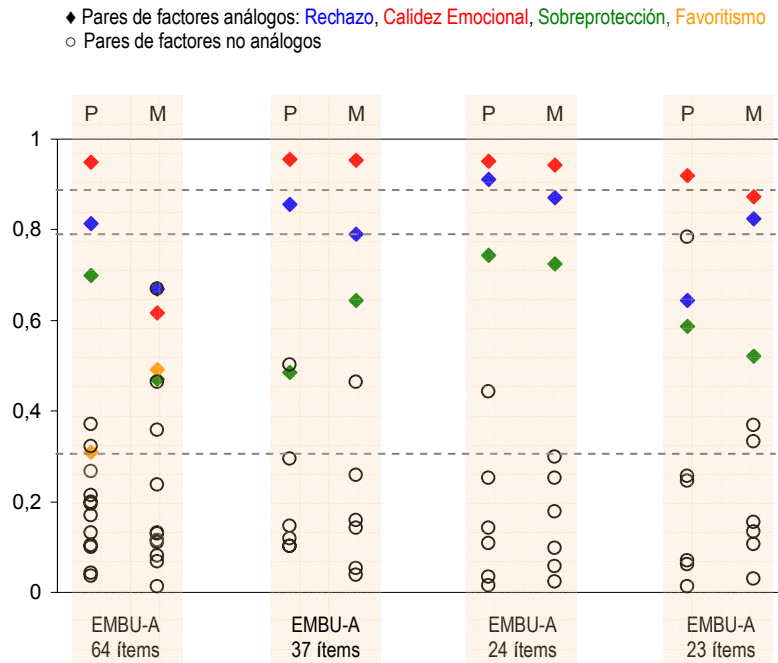


Figura 23: Coeficientes de congruencia de Tucker (en valor absoluto) del EMBU-P al comparar nuestros datos con Aluja et al. (2006a), por separado para las respuestas paternales (P) y maternas (M)

En la Figura 24 se muestran los valores de Kappa de Cohen (κ) obtenidos al comparar las cargas factoriales del EMBU-P en muestra clínica con los mismos resultados de los estudios mencionados en el análisis de congruencia del EMBU-A. Para facilitar la comparabilidad de ambas figuras, se ha mantenido la misma disposición en la Figura 22 y la Figura 24. Los factores con mayor congruencia fueron los de Calidez Emocional y Favoritismo. En conjunto, los valores más altos se hallaron al comparar nuestros datos de muestra clínica con los resultados del mismo EMBU-P en una muestra comunitaria española (Castro et al., 1997).

Considerando los dos índices de congruencia en conjunto, los resultados con nuestros datos del EMBU-P son algo inferiores que con el EMBU-A: únicamente el 68.1% de los valores entre factores análogos superó los puntos de recomendados, hallándose un acuerdo satisfactorio en la escala Calidez Emocional ($\phi > 0.90$ en valor absoluto; $K > 0.75$), y moderado en Rechazo, Sobreprotección y Favoritismo ($\phi > 0.80$ en valor absoluto; $K > 0.40$). El 87.0% de los valores entre factores no análogos se mantuvo por debajo del punto de corte recomendado ($\phi < 0.30$ en valor absoluto; $K < 0$).

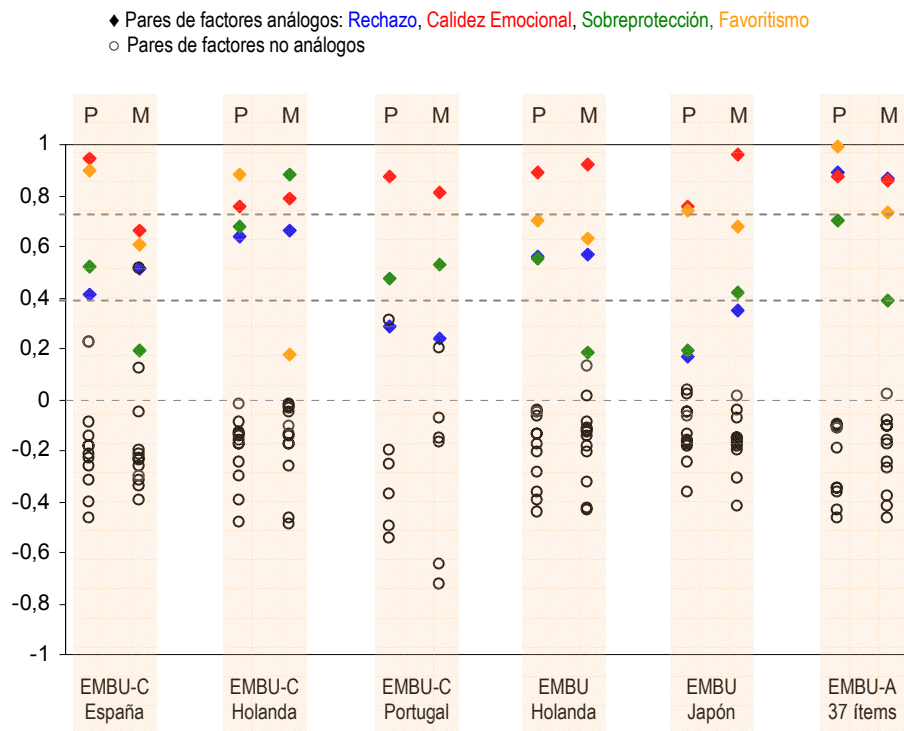


Figura 24: Coeficientes Kappa de Cohen del EMBU-P al comparar nuestros datos con diversas soluciones (de izquierda a derecha: Castro et al., 1993; Markus et al., 2003; Canavarró et al., 2007; Arrindell et al., 1983; Someya et al., 1999; Castro et al., 1997), por separado para las respuestas paternas (P) y maternas (M)

Tabla 32: Coeficientes de correlación entre las escalas contestadas por los niños (EMBU-C) y por los adolescentes (S-EMBU-A) y por sus progenitores (EMBU-P y S-EMBU-P)

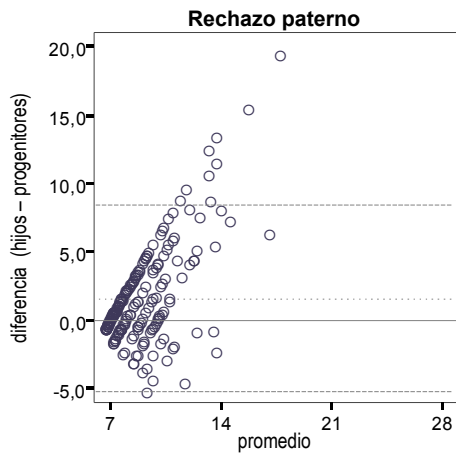
Versión	Escala	EMBU-P (r Pearson)		S-EMBU-P (CCla)	
		Padre N=134	Madre N=158	padre N=211	Madre N=264
EMBU-C	Rechazo	0.18**	0.26**	---	---
	Calidez Emocional	0.23**	0.26**	---	---
	Control	0.36**	0.15	---	---
S-EMBU-A	Rechazo	0.22**	0.28**	0.14**	0.19**
	Calidez Emocional	0.41**	0.33**	0.27**	0.21**
	Sobreprotección	0.20**	0.37**	0.19**	0.32**

r Pearson: correlación de Pearson; CCla: Coeficiente de Correlación Intraclase (acuerdo); * p<0.05; ** p<0.01

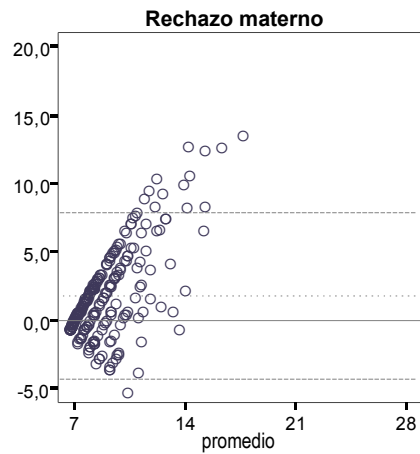
c) Concordancia entre las respuestas de los hijos y las de sus progenitores

Para estudiar la relación entre las puntuaciones otorgadas por los niños con el EMBU-C o los adolescentes con el S-EMBU-A y sus progenitores con el EMBU-P se calcularon los coeficientes de correlación de Pearson (Tabla 32, izquierda). Las correlaciones resultaron positivas y estadísticamente significativas (entre 0.18 y 0.41), con excepción de la relación entre el Control materno percibido por los niños y la Sobreprotección informada por sus madres ($r=0.15$; $p=0.055$). Esta correlación pasó a ser estadísticamente significativa ($r=0.22$; $p=0.005$) si se considera la versión de 22 ítems de los progenitores (S-EMBU-P), mientras que el resto de valores fueron similares (datos no mostrados). No obstante, al margen de la significación estadística, las bajas magnitudes muestran la poca concordancia entre las respuestas de los hijos y de sus progenitores. Los coeficientes de correlación intraclase de acuerdo entre el S-EMBU-A y el S-EMBU-P (Tabla 32, derecha) resultaron inferiores a 0.33, indicando un bajo acuerdo entre ambos informantes.

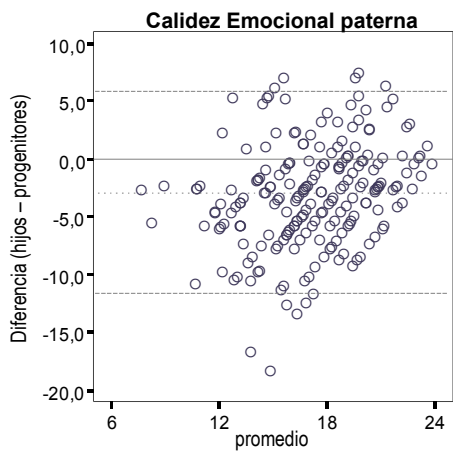
La Figura 25 presenta la relación entre las respuestas de los adolescentes al S-EMBU-A y las de sus progenitores al S-EMBU-P, presentando la diferencia en ordenadas y el promedio en abscisas (el eje horizontal se ha escalado para mostrar las puntuaciones mínima y máxima posibles de cada escala; las líneas discontinuas indican la diferencia promedio y los límites del intervalo de acuerdo al 95%). Los hijos adolescentes percibieron más Rechazo, menos Calidez Emocional y una ligera mayor Sobreprotección que sus progenitores. La discordancia se incrementa a medida que se obtienen valores más altos de Rechazo y, en menor medida, valores mayores de Sobreprotección y más bajos de Calidez Emocional, todos ellos indicadores de un peor estilo educativo.



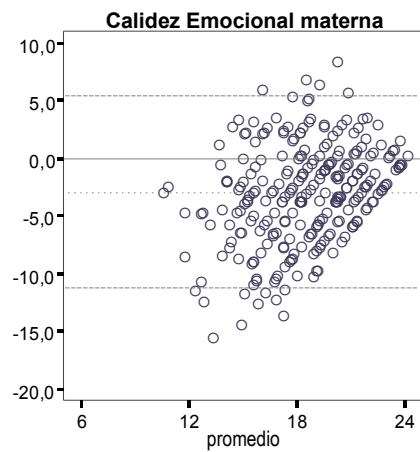
0% por debajo del límite inferior de acuerdo del 95%
4.3% por encima del límite superior de acuerdo del 95%



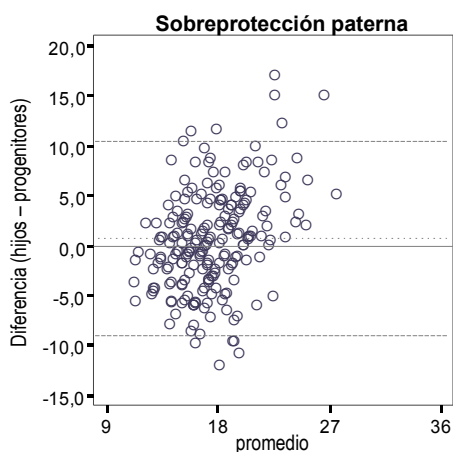
0.4% por debajo del límite inferior de acuerdo del 95%
6.4% por encima del límite superior de acuerdo del 95%



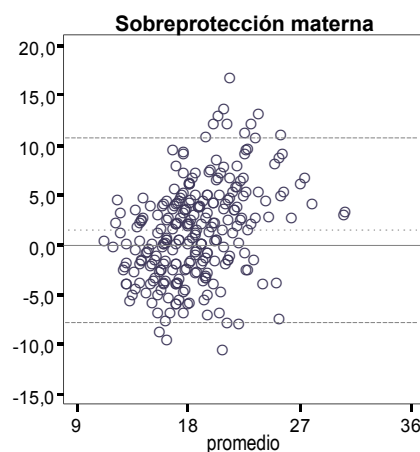
2.4% por debajo del límite inferior de acuerdo del 95%
3.8% por encima del límite superior de acuerdo del 95%



2.7% por debajo del límite inferior de acuerdo del 95%
2.3% por encima del límite superior de acuerdo del 95%



1.4% por debajo del límite inferior de acuerdo del 95%
2.8% por encima del límite superior de acuerdo del 95%



1.9% por debajo del límite inferior de acuerdo del 95%
3.8% por encima del límite superior de acuerdo del 95%

Figura 25: Representación gráfica de la diferencia y del promedio de las puntuaciones de las escalas del S-EMBU-A contestado por los adolescentes y del S-EMBU-P contestado por sus progenitores

5 DISCUSIÓN

5.1 EMBU-C

El EMBU-C presenta unas propiedades psicométricas aceptables en la muestra clínica estudiada, con una estructura interna de tres factores (Rechazo, Calidez Emocional y Control) equivalente para las respuestas sobre el padre y sobre la madre y adecuada consistencia interna en las dos primeras dimensiones. Se observa menor percepción de Calidez Emocional por parte de los niños preadolescentes, al compararlos con los niños más pequeños. Las puntuaciones de Rechazo se correlacionan de forma moderada con el grado de disciplina dura y las puntuaciones de Calidez Emocional discriminan entre los niños con una mala relación con sus progenitores y los niños con buenas relaciones, de forma casi significativa.

Por lo que respecta al número de dimensiones del cuestionario, en los análisis con todos los ítems (modelos A y B) no se halló una estructura aceptable de cargas factoriales elevadas, tanto con cuatro como con tres factores, excepto para los ítems de la escala Calidez Emocional y, en menor medida, los de la escala Rechazo. Además hay que tener en cuenta que la dimensión Favoritismo no ha podido replicarse en la mayoría de países donde se ha validado el EMBU de adultos, y parece que se trata de una dimensión específica de ciertas culturas, ya que sólo ha podido obtenerse con éxito en Holanda (Arrindell et al., 1994) y Japón (Someya et al., 1999).

Nuestros datos vienen pues a sumarse a la propuesta de diversos autores (Aluja et al., 2006a, 2006b; Arrindell et al., 1999, 2001, 2005; Canavarro y Pereira, 2007; Dekovic et al., 2006; Márquez-Caraveo et al., 2007; Muris et al., 1996, 1998; Muris, Meesters y van Brakel, 2003) de eliminar la escala Favoritismo, compuesta por los ítems que hacen referencia a una comparación favorable para el niño que responde respecto a sus hermanos. Estos ítems han sido, en general, difíciles de clasificar. En la versión de adultos de Ross et al. (1982) estos cinco ítems se agrupaban en la subescala de "favoritismo hacia el sujeto". En cambio, según estos mismos autores, los ítems que planteaban la comparación en sentido contrario formaban parte de la subescala de "favoritismo hacia los hermanos". En la versión de Arrindell et al. (1983) los tres ítems de esta subescala que se mantuvieron pasaron a formar parte de la dimensión Rechazo, considerando que el favorecimiento de los hermanos constituía un mayor rechazo hacia la persona que contesta. En las propuestas de Muris et al. (1996, 1998) y de Canavarro y Pereira (2007) estos ítems han sido eliminados o modificados. Otros argumentos apoyan la opción de obviar la escala Favoritismo, a saber: a) actualmente es más frecuente encontrar casos de niños que no tienen hermanos, y b) de esta forma el EMBU-C presenta la misma estructura del S-EMBU, con sólo tres factores (Rechazo, Calidez Emocional y Control).

Los dos modelos que proponían la agrupación de los ítems de Control con los de otra dimensión (modelos B y D) no mejoraron respecto a los respectivos modelos originales,

en los cuales la escala de Control constituía una dimensión aislada (modelos A y C, respectivamente). La agrupación de los ítems de Rechazo y Control en un solo factor, resultando una estructura de dos factores (negativo y positivo), fue propuesta por Muris et al. (1996) a partir de los datos de una muestra clínica de 64 personas, con edades comprendidas entre los 8 y los 18 años. Aunque el EMBU-C está pensado para niños pequeños, de 8 a 12 años, los autores consideraron que podían incluir también adolescentes. Al repetir el estudio en población general y con una muestra mucho más amplia (Muris et al., 1998) concluyeron que el modelo de tres factores ajustaba mejor que el de dos. Así pues, la estructura de factores diferenciados ha sido verificada en muestras con participantes de 8 a 18 años (Muris et al., 1998) y en muestras con niños pequeños (Castro et al., 1993; Markus et al., 2003). En cuanto a la posible agrupación de los ítems de Calidez Emocional y Control en una sola dimensión, Markus et al. (2003) aludían al intrusismo, percibido de forma diferente por niños pequeños (como muestra de cariño e interés) o por adolescentes (como control de los padres). En nuestra opinión, esta explicación se podría aplicar sólo a algunos ítems de la escala Control y no a toda ella en conjunto. Un ejemplo de estos ítems podrían ser los que aluden a cuestiones como que los padres deciden cómo vestir al niño o quieren conocer sus secretos. Otros ítems que no implicarían intrusismo serían los que preguntan si los progenitores muestran tristeza cuando el hijo hace algo mal. Además hay que tener en cuenta que el autor se refería a niños bastante pequeños, y en este caso la muestra está formada por niños de 8 años o más. Por ello parece razonable pensar que en niños con trastornos el EMBU-C mantiene la estructura prevista previamente en muestra comunitaria, y el factor Control se mantiene como una dimensión separada de las otras dos, Rechazo y Calidez Emocional.

El mejor ajuste del modelo de tres factores (Rechazo, calidez Emocional y Control) se evidenció al comparar diversos índices de ajuste obtenidos con el AFC, con valores, en general, aceptables. El ajuste de dicho modelo mejoró ligeramente al permitir que el ítem 20 de Control saturase también en el factor de Rechazo, de acuerdo con su contenido. En este modelo modificado todos los ítems de Rechazo y Calidez Emocional saturaron de forma aceptable en su factor y los ítems de la escala Control presentaron, en conjunto, las cargas factoriales más bajas. Además, en el modelo final obtenido tras el análisis de invariancia entre la estructura de las respuestas sobre el padre y sobre la madre, todas las cargas factoriales de los ítems fueron estadísticamente significativas, excepto la del ítem 50 de Control (no comprar cosas para evitar ser un niño mimado). Este ítem también ha presentado un mal comportamiento en versiones previas del EMBU-C, con cargas menores al resto de ítems (Canavarró y Pereira, 2007; Muris et al., 1998) o bien no ha sido considerado (Markus et al., 2003). Otros tres ítems de Control (14, 18 y 51) presentaron cargas factoriales entre 0.13 y 0.26. El ítem 14 tampoco fue incluido en la versión de Markus et al. (2003) y también fue uno de los que presentó cargas factoriales más bajas en trabajos previos (Canavarró y Pereira, 2007; Muris et al., 1998), junto con el ítem 51. En cuanto a la equivalencia de las cargas factoriales, todas ellas fueron equivalentes en el grupo de respuestas sobre el padre y sobre la madre, con excepción del ítem 51 de Control (sentirse culpable si el

comportamiento no es el deseado por los progenitores). En este ítem, la carga factorial fue más alta en las respuestas sobre el padre, por lo que este tipo de sentimiento se asociaría menos con el control materno que con el control paterno.

El patrón de correlaciones entre Rechazo y los dos restantes factores resultó el esperado: relación negativa con Calidez Emocional y positiva con Control. En cuanto a la correlación entre Calidez Emocional y Control, el parámetro resultó ser estadísticamente no significativo, por lo que se fijó a cero. No obstante, hay que tener en cuenta que en la mayoría de estudios revisados los autores debían presentar correlaciones entre puntuaciones directas de las escalas, especialmente si habían realizado rotación ortogonal. Con el fin de poder comparar los resultados entre estudios, tal como explicamos en el apartado de análisis estadísticos, procedimos a calcular estos valores en nuestra muestra. Con nuestros datos, se halló una correlación de 0.20 en las respuestas sobre el padre y de 0.01 en las respuestas sobre la madre.

En relación con el patrón de correlaciones entre estas dos dimensiones, y como ya se ha mencionado antes, Markus et al. (2003) argumentaron que la relación entre ambas dimensiones desaparece con la edad, dado que algunas conductas de ayuda y protección en niños pequeños son vistas como intrusivas si continúan en la adolescencia. De acuerdo con esta explicación, nuestros resultados son consistentes con la mayoría de estudios previos: en niños más pequeños (media de edad 9-11 años) se ha hallado una asociación moderada (Canavarró y Pereira, 2007; Castro et al., 1993; Dekovic et al., 2006; Markus et al., 2003); en nuestra muestra (media de edad de algo más de 11 años) la correlación fue baja (padres) o nula (madres); y en adolescentes (media de edad 12-13 años) no se ha observado una relación importante (Delforge et al., 2008; Gerlsma et al., 1991; Muris, Meesters y van Brakel, 2003), así como tampoco en adultos jóvenes (Arrindell et al., 1994, 2005). Ello sugeriría un cambio importante en la percepción del estilo educativo a los 10-11 años, indicando una estructura diferenciada en niños más pequeños. El valor más bajo obtenido en las respuestas sobre la madre que sobre el padre también es comparable con el argumento que dicha percepción (intrusismo vs. afecto) se establecería antes para la madre que para el padre, con lo que el interés por parte del padre se vería como mayor calidez (Márquez-Caraveo et al., 2007). No obstante, la relación hallada en una muestra de adolescentes de México con una media de edad de casi 14 años (Márquez-Caraveo et al., 2007) y en una muestra de adolescentes de 15 a 19 años de la India (Laldinpuie y Singh, 2002) fue moderada, de forma similar a los estudios del EMBU-C con niños más pequeños. Por el contrario, la relación hallada por Aluja et al. (2006a) en adolescentes españoles con una media de edad de 14-15 años fue moderada y además negativa, signo similar a la mayoría de estudios sobre lo que recuerdan los adultos (Arrindell et al., 1994). No parece probable que estas diferencias sean atribuibles al hecho que en nuestro caso se trata de una muestra clínica, dado que los trabajos en adultos apoyarían la hipótesis que la estructura del test en personas con disfunciones psicológicas es idéntica a la hallada en personas sin trastornos (Arrindell et al., 1994). Aunque un cierto grado de especificidad de las covariancias (y variancias) factoriales entre las respuestas de ambos grupos de respuestas sea admisible y no invalida los resultados hallados en

cuanto a equivalencia de los ítems (Gómez, 1996), en este caso no se trata sólo de diferencias en la magnitud de la relación entre Calidez Emocional y Control/Sobreprotección, sino también en la dirección de dicha relación. De todas formas, cabe señalar que la mayoría de los estudios que hemos mencionado se han hecho con versiones que constan de ítems diferentes, por lo que las relaciones entre factores no serían directamente comparables. De manera que, en nuestro caso, los datos serían más directamente comparables con los de Canavarró y Pereira (2007), Castro et al. (1993) y Márquez-Caraveo et al. (2007), mientras que Dekovic et al. (2006) y Markus et al. (2003) usaron modelos que incluían un mayor número de ítems diferentes a los nuestros; y en los trabajos con adolescentes las únicas versiones que coinciden entre sí son las usadas por Gerlsma et al. (1991) y Laldinpuie y Singh (2002). Por ello, estamos de acuerdo que sería necesario examinar la estructura del EMBU-C de forma sistemática en diferentes grupos de edad, para clarificar las discrepancias entre estudios.

Respecto a la consistencia interna, las escalas Rechazo y Calidez Emocional obtuvieron niveles satisfactorios, teniendo en cuenta el número de ítems que las componen. Sólo se observaron diferencias estadísticamente significativas en función del progenitor sobre el que contestó el niño en los valores de alfa de Cronbach de la escala de Rechazo, menor en las respuestas sobre el padre. A pesar que todos los ítems de esta escala son equivalentes a nivel factorial, la diferencia en la fiabilidad de la escala puede deberse a la falta de equivalencia de las unicidades entre los dos grupos de respuestas. A nivel de SEM es necesario establecer la equivalencia de las cargas factoriales, las unicidades y las variancias factoriales, para poder establecer la equivalencia de la fiabilidad de las medidas en los grupos que se comparan (Vandenberg y Lance, 2000). En cuanto al valor del alfa de Cronbach de las escalas, que se obtiene por suma directa de los ítems correspondientes, se observa que los valores de la desviación estándar son algo menores en las respuestas relativas al padre, tanto a nivel de los ítems individuales como de la puntuación total.

En la escala Control la correlación media inter-ítem resultó menor a 0.20 (0.09 padres y 0.11 madres), lo cual impide obtener valores de alfa de Cronbach satisfactorios con escalas formadas por pocos ítems, aunque ninguno de los ítems perjudicó la consistencia de la escala. No obstante, la variabilidad de los ítems de esta escala (tal como se puede observar en la Tabla 6) es similar al resto de ítems. Esta escala ha presentado coeficientes de consistencia interna inferiores al resto de escalas (excluida Favoritismo) en todos los estudios de validación del test en adultos, adolescentes o niños (Aluja et al., 2006a; Arrindell et al., 1994, 2005; Canavarró y Pereira, 2007; Castro et al., 1990, 1993; Gerlsma et al., 1991; Laldinpuie y Singh, 2002; Markus et al., 2003; Márquez-Caraveo et al., 2007; Muris et al., 1996, 1998; Muris, Meesters y van Brakel, 2003) y en otros trabajos que han utilizado el test (Dekovic et al., 2006; Muris, Meesters y van den Berg, 2003; Pereira et al., 2009; Roelofs, Meesters, ter Huurne, Bamelis y Muris, 2006). Ello podría deberse a una mayor heterogeneidad del constructo evaluado, en cuyo caso sería adecuado priorizar la validez de contenido frente a la consistencia interna (Streiner y Norman, 2003). Sin embargo, en nuestro caso no alcanza niveles

aceptables (Nunnally y Bernstein, 1995) por lo que parece muy recomendable su revisión o aumentar su longitud.

Aún así, queremos mencionar el caso de un cuestionario que adolece de un problema similar y que, no obstante, es ampliamente utilizado: el cuestionario de personalidad de Eysenck (Eysenck y Eysenck, 1997). Efectivamente, en la versión española la escala de psicoticismo, formada por 23 ítems, obtuvo valores de alfa de Cronbach de 0.73 en hombres y 0.71 en mujeres (Ortet, Ibáñez, Moro, Silva y Boyle, 1999). Los resultados de la versión reducida de 6 ítems fueron de 0.53 en hombres y 0.55 en mujeres en una muestra española (Ibáñez, Ortet, Moro, Ávila y Parcet, 1999) y aún menores en la versión en inglés (Francis et al., 1992), con valores de 0.52 en una muestra del Reino Unido, 0.39 en una muestra canadiense e incluso 0.33 en una muestra estadounidense. Por otro lado, el alfa de Cronbach se considera el estimador menor del límite inferior del coeficiente de fiabilidad (Sijtsma, 2009), por lo que algunos autores proponen sustituir su uso por otros coeficientes, aunque no parece haber consenso sobre cuál sería el más indicado como estimador mayor del límite inferior o sobre la superioridad de las técnicas de SEM para evaluar la fiabilidad de una medida (Bentler, 2009; Green y Yang, 2009; Revelle y Zinbarg, 2009).

En relación con las comparaciones entre las respuestas sobre ambos progenitores, en la presente muestra el estilo de las madres obtuvo puntuaciones ligeramente mayores en todas las escalas que el de los padres. Las diferencias entre progenitores en Rechazo (máximo de 1.3 puntos) y Calidez Emocional (máximo 2.2 puntos) fueron menores al error estándar de medida de la respectiva escala, independientemente del sexo o la edad del hijo. En cambio, en la escala de Control, la percepción de un mayor Control por parte de la madre fue más acusada en las niñas preadolescentes (hasta un máximo de 4.5 puntos), mientras que en los niños varones o las niñas más pequeñas las diferencias fueron como máximo de 2.5 puntos de mayor Control de la madre que del padre. Tomados en conjunto, estos resultados concuerdan con los estudios previos en niños, los cuales han hallado que las diferencias en función del sexo del progenitor o del hijo, aunque estadísticamente significativas en algunos casos, son muy pequeñas (Canavarró y Pereira, 2007; Castro et al., 1993; Dekovic et al., 2006; Markus et al., 2003; Muris, Meesters y van Brakel, 2003). Coincidimos que las diferencias halladas en este trabajo tampoco pueden considerarse relevantes.

En cuanto a las diferencias según la edad del hijo, los niños preadolescentes de ambos sexos percibieron un ligero mayor Rechazo (máximo 3.0 puntos) y una considerable menor Calidez Emocional (máximo 8.1 puntos), por parte de ambos progenitores, al compararlos con los niños y niñas más pequeños. El efecto de una notable menor Calidez Emocional en los niños mayores coincide con la correlación negativa hallada por Castro et al. (1993) y Dekovic et al. (2006) entre esta escala y la edad del niño. Por el contrario, Markus et al. (2003) obtuvieron una correlación positiva, es decir, en el sentido contrario, pero también hallaron una correlación negativa entre Rechazo y la edad del niño. En nuestro caso, consideramos que la única diferencia que podemos considerar importante es la de una menor Calidez Emocional en niños más mayores,

muy por encima del error estándar de medida de esta escala, y estos resultados concuerdan con los de una muestra comunitaria española (Castro et al., 1993).

Las puntuaciones de Rechazo materno discriminaron de forma significativa entre los niños que manifestaron tener buenas o malas relaciones con la madre, mientras que en las respuestas sobre el padre los resultados no fueron estadísticamente significativos. A su vez, las puntuaciones de Calidez Emocional paterna y materna presentaron una tendencia a la significación en los dos modelos evaluados con regresión logística binaria.

Asimismo, las puntuaciones del EMBU-C en la muestra estudiada presentaron una validez convergente aceptable, al correlacionarse en el sentido previsto (positivo con Rechazo y negativo con Calidez Emocional) con otros indicadores como son la falta de afecto (decirle al niño que no le quieren), la falta de apoyo familiar, la disciplina dura y la falta de supervisión. La pregunta sobre la falta de afecto se relacionaría tanto con el Rechazo, ya que se trata de un comentario hostil, como con una menor Calidez Emocional. La información sobre la falta de apoyo constituiría un indicador similar a la falta de Calidez Emocional, mientras que la disciplina dura estaría asociada a conductas de castigo propias de la escala de Rechazo. Sólo la relación entre la disciplina dura y la escala de Control resultó moderada, hecho que en parte podría deberse a la baja fiabilidad de la escala (Streiner y Norman, 2003). Por lo que sabemos, este es el primer trabajo de validación del EMBU o de sus versiones que evalúa la relación entre las respuestas recogidas mediante el cuestionario y medidas externas obtenidas a través de una entrevista clínica llevada a cabo por entrevistadores entrenados. Así pues, estos resultados muestran que la administración del EMBU-C puede resultar útil en determinados contextos, en los cuales no sea viable realizar entrevistas extensas, para detectar niños con problemática familiar relacionada con el estilo educativo.

5.2 EMBU-A

El S-EMBU-A presenta unas propiedades psicométricas satisfactorias en la muestra clínica estudiada, con una estructura interna de tres factores (Rechazo, Calidez Emocional y Sobreprotección) equivalente para las respuestas sobre el padre y sobre la madre y adecuada consistencia interna de las tres dimensiones. No hay diferencias relevantes en las puntuaciones en función del sexo y la edad del adolescente y del progenitor evaluado. Las puntuaciones de Rechazo se correlacionan de forma moderada-alta con el grado de disciplina dura y las puntuaciones de Calidez Emocional con la falta de apoyo familiar. Las puntuaciones de las tres escalas también discriminan entre los adolescentes que informaron en la entrevista clínica de la presencia de una mala relación con sus progenitores.

En los dos modelos iniciales evaluados de 64 y 22 ítems, la mayoría de las cargas factoriales estandarizadas (9 de los 128 parámetros y 4 de los 44 parámetros, respectivamente) fueron mayores a 0.30. Dado que el formato de 22 ítems (S-EMBU-A) mostró unos índices de ajuste más satisfactorios, esta versión corta fue la seleccionada para realizar el resto de los análisis. Los valores obtenidos con el formato de 22 ítems en esta muestra clínica ($\chi^2/gf=1.77$; TLI=0.89; CFI=0.90; RMSEA=0.05) evidenciaron un mejor ajuste que el modelo análogo de Aluja et al. (2006a) con una muestra comunitaria de adolescentes, tanto para las respuestas sobre el padre ($\chi^2/gf=5.91$; TLI=0.70; CFI=0.73; RMSEA=0.08) como sobre la madre ($\chi^2/gf=5.64$; TLI=0.65; CFI=0.68; RMSEA=0.07).

Todos los parámetros del modelo final fueron estadísticamente significativos, con cargas factoriales por encima de 0.30, menos en el ítem 25 de Sobreprotección, única pregunta de la versión de adolescentes que hace referencia al chantaje emocional de los progenitores. Dos ítems más presentaron cargas factoriales entre 0.30 y 0.40 (ítem 16 de rechazo e ítem 69 de Sobreprotección) y el resto obtuvieron valores mayores a 0.40. Además, todas las cargas factoriales y las covariancias factoriales fueron equivalentes entre las respuestas sobre el padre y sobre la madre.

Se replicó el patrón de correlaciones esperado entre Rechazo y las dos restantes dimensiones: relación negativa con Calidez Emocional y positiva con Sobreprotección. La relación entre Calidez Emocional y Sobreprotección fue negativa, tanto al considerar los factores (-0.27 y -0.28 para las respuestas sobre el padre y sobre la madre, respectivamente) como al utilizar las puntuaciones directas (-0.14 padres y -0.20 madres). La relación entre estas dos dimensiones ya ha sido ampliamente abordada en el apartado anterior, al comentar los resultados obtenidos con el EMBU-C y compararlos con numerosos estudios previos. Recordemos, pues, que estos valores negativos y no excesivamente altos de nuestra muestra de adolescentes concuerdan con los resultados del EMBU de adultos (Arrindell et al., 1994), aunque las magnitudes obtenidas en los estudios con adultos eran menores. También Aluja et al. (2006a) hallaron unas correlaciones factoriales similares a las nuestras (moderadas y negativas) en adolescentes españoles con una edad (media de 14-15 años) muy parecida a la de la presente muestra clínica (algo más de 15 años en promedio). No obstante, la versión corta del EMBU-A de Aluja et al. (2006a) evaluada con AFC contiene algunos ítems diferentes a los que conforman el modelo del S-EMBU-A de 22 ítems que hemos analizado, tal como ocurría en la versión de niños sobre la que se ha discutido en el apartado anterior. Los únicos trabajos que han usado el mismo formato corto de 22 ítems son los del S-EMBU de adultos (Arrindell et al., 1999, 2001, 2005), en los cuales las correlaciones entre las puntuaciones de Calidez Emocional y Sobreprotección oscilaron entre -0.12 y 0.09 en los países no hispanohablantes. En las tres muestras que contestaron el S-EMBU en castellano se hallaron valores positivos y superiores a 0.10, pero únicamente en las respuestas sobre el padre: 0.18 en Guatemala (Arrindell et al., 1999) y 0.14 y 0.21 en España y Venezuela, respectivamente (Arrindell et al., 2005). Estos resultados concuerdan con la explicación propuesta por Márquez-Caraveo et al. (2007) en su estudio con el EMBU-C en adolescentes de México, según la cual el

control por parte del padre es considerado más como interés que como intrusión. Sin embargo, la relación inversa entre Calidez Emocional y Sobreprotección del estudio de Aluja et al. (2006a) y de nuestros datos, tanto para las respuestas sobre el padre como sobre la madre, también se ha obtenido con versiones en castellano del EMBU-A, por lo que no parece razonable pensar que la relación entre ambas dimensiones dependa del idioma de los cuestionarios.

Otra cuestión que cabe plantearse, al margen del aspecto más conceptual que mide cada escala, es el patrón conjunto de correlaciones entre las tres variables implicadas. La relación positiva entre Rechazo y Calidez Emocional y la relación negativa entre Rechazo y Control/Sobreprotección han sido confirmadas en todos los estudios con el EMBU o sus versiones, con valores moderados-altos y estadísticamente significativos. Teniendo en cuenta la dirección de estas dos relaciones, cabría esperar que las otras dos escalas, es decir, Calidez Emocional y Control/Sobreprotección, se relacionaran de forma inversa, tal como se da en las versiones de adolescentes de Aluja et al. (2006a) y la nuestra y, en menor medida, en el EMBU de adultos (Arrindell et al., 1994).

Por lo que respecta a la consistencia interna, el promedio de las correlaciones entre los ítems de cada una de las tres escalas del S-EMBU-A fue mayor a 0.20, permitiendo alcanzar valores de alfa de Cronbach por encima de 0.7 (entre 0.72 y 0.82), y por tanto aceptables para fines de investigación (Nunnally y Bernstein, 1995). La consistencia interna de las tres escalas fue algo superior al original en muestra comunitaria (Aluja et al., 2006a), especialmente en la escala Rechazo. Asimismo, esta escala fue la única en la que hubo diferencias en el valor de alfa en función del progenitor sobre el que se contesta, siendo las puntuaciones sobre el padre más consistentes que las puntuaciones sobre la madre. A pesar que todos los ítems, incluidos los de esta escala son equivalentes a nivel factorial, dicha diferencia puede deberse a valores de desviación estándar algo menores en las respuestas relativas a la madre.

En relación con las comparaciones entre las respuestas sobre ambos progenitores, en la muestra estudiada las madres obtuvieron puntuaciones ligeramente mayores que los padres en las escalas de Calidez Emocional y Sobreprotección, resultados también obtenidos por Gerlsma et al. (1991) y Laldinpuie y Singh (2002) en adolescentes. A su vez, los adolescentes mayores (16-18 años) percibieron una ligera mayor Sobreprotección por parte de ambos progenitores, al compararlos con los adolescentes más pequeños (13-15 años). Estas tres diferencias fueron como máximo de 2.2 puntos, valor muy ligeramente por encima del error estándar de Calidez Emocional y un poco menor que el de Sobreprotección, por lo que las diferencias encontradas pueden considerarse irrelevantes. También Gerlsma et al. (1991) obtuvieron diferencias muy bajas, tanto en función del progenitor como al tener en cuenta la edad de los adolescentes.

En cuanto al sexo de los adolescentes, otros estudios han hallado que las chicas perciben mayor Calidez Emocional (Aluja et al., 2006a; Gerlsma et al., 1991) y menor Sobreprotección (Gerlsma et al., 1991) que los chicos varones, aunque las diferencias

eran muy pequeñas. En nuestro caso, no se han hallado diferencias estadísticamente significativas en función de esta variable, al igual que Laldinpuie y Singh (2002).

Respecto a la validez concurrente, las puntuaciones de las tres escalas del S-EMBU-A discriminaron entre los adolescentes que informaron de buenas o malas relaciones con el padre y con la madre. Respecto a la validez convergente de las escalas del S-EMBU-A con las medidas del PFR, fue algo superior que para el EMBU-C. La falta de afecto (le han dicho que no le quieren) se asocia a un mayor Rechazo y una menor Calidez Emocional, la falta de apoyo se relaciona sobre todo con una menor Calidez Emocional y la disciplina dura se asocia especialmente con un mayor Rechazo. Nuevamente, apuntamos que hasta la fecha este es el primer estudio que relaciona las respuestas al test con indicadores de estilo educativo recogidos mediante una entrevista clínica estructurada. Los resultados del presente trabajo aportan evidencias que el S-EMBU-A puede constituir una alternativa válida y fiable, además de rápida y de fácil manejo dada su brevedad, para detectar y evaluar a adolescentes con problemas relativos a estilo educativo.

5.3 EMBU-P

El EMBU-P presenta unas propiedades psicométricas aceptables en la muestra de progenitores de hijos con problemática psicopatológica. La versión actual de 52 ítems y cuatro factores (Rechazo, Calidez Emocional, Sobreprotección y Favoritismo) muestra una estructura interna con algunas limitaciones y una consistencia interna aceptable de las tres primeras escalas, mientras que la propuesta de una versión de 57 ítems no mejora sustancialmente los resultados obtenidos con la versión de 52 ítems. Por el contrario, la propuesta de una versión corta de 22 ítems mejora la estructura interna del test, que es equivalente entre las respuestas del padre y de la madre, pero empeora considerablemente la consistencia interna de las escalas de Rechazo y Sobreprotección. Se observa menor percepción de Calidez Emocional a medida que aumenta la edad del hijo. Las puntuaciones de Rechazo se correlacionan de forma moderada con el grado de disciplina dura. Un mayor Rechazo y Sobreprotección y una menor Calidez Emocional se asocian a una educación del hijo problemática.

Como aspecto previo a la discusión de la estructura interna de los tres modelos considerados, conviene comentar algunos detalles relativos a la distribución de los ítems del EMBU-P. El análisis preliminar puso de manifiesto la presencia de frecuencias de respuesta extremas en algunas de las preguntas, especialmente las relativas a Calidez Emocional, hecho atribuible en parte a la deseabilidad social. Respecto a los cuatro ítems de Rechazo en los cuales alguno de los progenitores no usó la respuesta extrema "sí, siempre", este patrón de respuesta puede ser debido al contenido de las preguntas: tres de ellas hacen referencia a la aplicación de un castigo desmesurado, pegar al hijo sin motivo o en presencia de otras personas. Resulta razonable pensar que casi ningún progenitor haya actuado de esta forma, aunque también es plausible

considerar que algunos progenitores no admitan que han realizado conductas de este tipo, especialmente teniendo en cuenta la mayor sensibilidad social que hay actualmente hacia los malos tratos y las sentencias de condena que se han emitido recientemente por pegar a un hijo. Así pues, en este tipo de ítems no es de esperar respuestas perfectamente simétricas.

En cuanto a la evaluación de la estructura interna, el índice de ajuste RMSEA de los tres modelos iniciales fue similar, ligeramente mejor para los modelos de 52 y 57 ítems. En cambio, atendiendo a los índices de ajuste comparativos (TLI y CFI), el modelo corto de 22 ítems obtuvo valores más aceptables que la versión de 52 ítems, y ésta a su vez valores más satisfactorios que la versión de 57 ítems. Así pues, la mayor complejidad del modelo más largo penaliza los índices de ajuste comparativos del AFC. Por otro lado, el índice SRMR fue más satisfactorio para el modelo más corto, a pesar que este índice tiende a disminuir con modelos con mayor número de parámetros. Ello se suma al hecho que los nuevos ítems de la versión más larga no presentaron unas cargas factoriales adecuadas. Por ello, descartamos el modelo de 57 ítems, y nos centraremos en primer lugar en la actual versión de 52 ítems, y a continuación discutiremos la propuesta del modelo de 22 ítems.

Todos los parámetros del modelo de 52 ítems del EMBU-P fueron estadísticamente significativos, menos la carga factorial del ítem 69 de Sobreprotección (0.05). Este ítem, cuyo redactado original va en sentido inverso al resto (“ha podido ir a donde ha querido sin que usted se preocupara demasiado”) podría relacionarse más con negligencia que con falta de control sobre el hijo. A pesar de ello, el ajuste no mejoró al permitir que este ítem pesara en el factor Rechazo. Sólo cuatro cargas factoriales no fueron equivalentes entre las respuestas del padre y de la madre. De estos cuatro parámetros, tres corresponden a preguntas de Calidez Emocional, relativas al interés por la salud, las notas y las amistades del hijo, y en los tres casos las cargas factoriales de las respuestas de la madre fueron menores a 0.30, mientras que en las respuestas del padre fueron mayores a 0.40. Este patrón va en la misma línea de la explicación de Márquez-Caraveo (2007), según la cual el interés por parte del padre se asocia a una mayor calidez que por parte de la madre.

El patrón de correlaciones entre factores fue el esperado. En cuanto a la covarianza factorial entre Calidez Emocional y Sobreprotección, el parámetro fue negativo en las respuestas de ambos progenitores, pero menor para el padre que para la madre. Estas magnitudes se confirmaron parcialmente al correlacionar las puntuaciones por escalas para compararlas con los valores de la versión original de Castro et al. (1997). En nuestro caso obtuvimos un valor casi nulo y positivo en las respuestas de los padres (0.07), al igual que Castro et al. (1997) y una correlación baja, pero negativa, en las respuestas de las madres (-0.17). Nuevamente observamos que la relación entre estas dos escalas no es constante a lo largo de los diversos estudios y/o versiones del EMBU.

La consistencia interna de las cuatro escalas del EMBU-P fue similar al original en muestra comunitaria (Castro et al., 1997): valores por encima de 0.70, excepto para la escala de Favoritismo. La correlación promedio entre los ítems de la escala Sobreprotección fue escasa (0.13), pero al estar formada por 19 ítems se alcanzó un valor de alfa de Cronbach de 0.71. Únicamente las puntuaciones de Calidez Emocional de la madre fueron más consistentes que las del padre.

En la muestra estudiada las madres informaron de una mayor Calidez Emocional (máximo 4.4 puntos) y Sobreprotección (máximo 2.9 puntos). Cabe mencionar que la diferencia obtenida en la escala Sobreprotección está por debajo del error estándar de medida de dicha escala. Castro et al. (1997) también hallaron diferencias estadísticamente significativas en las escalas Calidez Emocional (que puede tomar valores entre 17 y 68 puntos), Sobreprotección (rango teórico entre 19 y 76 puntos) y Favoritismo (entre 3 y 12 puntos), pero las magnitudes de las diferencias fueron inferiores a 3 puntos. Canavarró y Pereira (enviado para publicar) también hallaron diferencias en el mismo sentido en las tres escalas de Rechazo (que puede tomar valores entre 17 y 68 puntos), Calidez Emocional (rango teórico entre 14 y 56 puntos) y Sobreprotección (entre 11 y 44 puntos), siendo las magnitudes de las diferencias de menos de 3 puntos. En relación al sexo del hijo, sólo se hallaron dos efectos estadísticamente significativos, aunque de poca magnitud: menor Rechazo hacia las hijas de 13-15 años que hacia los hijos varones de esa misma franja de edad (máximo 1.9 puntos) y mayor Sobreprotección a los hijos varones que a las hijas, con independencia de su edad (máximo 2.0 puntos). Canavarró y Pereira (enviado para publicar) también hallaron un ligero menor Rechazo (menos de 2 puntos) hacia las hijas que hacia los hijos varones.

En cuanto a la edad del hijo, se observó una menor Calidez Emocional a medida que el hijo es mayor, siendo la diferencia de hasta 7.3 puntos al comparar a los hijos más pequeños (7-10 años) con los más mayores (16-18 años). Este efecto también se aprecia en las respuestas de los niños, pero no en las de los adolescentes, tal como se ha comentado en los apartados correspondientes.

Respecto a la validez convergente de las puntuaciones del EMBU-P, las tres primeras escalas de Rechazo, Calidez Emocional y Sobreprotección discriminaron de forma significativa entre los progenitores que informaron haber tenido problemas para educar al hijo y los que manifestaron que no habían tenido este problema. Esto podría indicar que los progenitores son conscientes que usan un estilo educativo desaconsejable y que conllevan una educación problemática. El mismo patrón de mayor Rechazo y Control/Sobreprotección y menor Calidez Emocional se ha asociado también a respuestas de mal ajuste familiar por parte de los adolescentes y, en menor medida, de los niños, tal como se ha expuesto en los apartados correspondientes al S-EMBU-A y EMBU-C, respectivamente.

La validez convergente de las escalas del EMBU-P con la medida de disciplina dura fue similar a los resultados con el EMBU-C y el S-EMBU-A, mostrando una mayor

asociación con la escala de Rechazo. Por el contrario, la falta de supervisión adulta se asoció en mayor medida con mayores puntuaciones de Sobreprotección que de Rechazo, cosa que no ocurría en el caso de niños y adolescentes.

A continuación resumimos brevemente los resultados obtenidos con la versión corta de 22 ítems. Los resultados del análisis de invariancia del S-EMBU-P fueron similares a los del modelo de 52 ítems. Las únicas diferencias destacables respecto al modelo de medida son que la carga factorial del nuevo ítem 16 de Rechazo fue significativa en las respuestas de los padres (0.32) y nula en las respuestas de las madres (0.04), y que las cargas factoriales del ítem 69 de Sobreprotección fueron estadísticamente significativas (0.13 en las respuestas de ambos progenitores).

En cuanto a las covariancias factoriales de la versión corta de 22 ítems, la relación entre Calidez Emocional y Sobreprotección pasó a ser nula en las respuestas de los padres, por lo que se fijó a cero. En el grupo de respuestas de las madres el valor de la correlación factorial fue negativo (-0.16), pero menor que el parámetro correspondiente a la versión de 52 ítems (-0.43). Las magnitudes de los coeficientes de correlación entre las puntuaciones directas de ambas escalas fueron prácticamente nulas (0.07 padres y -0.08 madres).

Tomados en conjunto, los resultados del AFC indican que el modelo de 22 ítems presenta un mejor ajuste y una estructura más simple y equivalente entre ambos progenitores que el modelo de 52 ítems. La relación de las puntuaciones de las escalas del S-EMBU-P con el sexo y la edad del hijo y con el progenitor que responde no difieren sustancialmente de los resultados obtenidos con el EMBU-P. No obstante, el mayor problema de la versión corta emerge al evaluar su fiabilidad de consistencia interna.

En este sentido, la reducción de la longitud de las tres escalas a menos de la mitad ha conllevado un decremento del promedio de correlaciones entre los ítems de la escala de Rechazo, cuyos valores se sitúan por debajo de 0.20. Y el promedio de correlaciones entre los ítems de Sobreprotección se ha mantenido casi igual (de 0.13 a 0.12). Ello deriva en valores de alfa de Cronbach de 0.60 para la escala de Rechazo, que está formada por 7 ítems, de 0.52 a 0.54 para la escala de Sobreprotección, que contiene 9 ítems, y únicamente la escala Calidez Emocional, de 6 ítems, alcanza valores aceptables (entre 0.74 y 0.78). Nuevamente, el mayor problema se da en la escala de Sobreprotección, que como hemos mencionado en el apartado de discusión de la versión de niños, puede considerarse la dimensión más heterogénea. No obstante, la versión corta de adolescentes, formada por los mismos ítems, mostró valores de alfa de Cronbach aceptables para las tres escalas, por lo que la falta de consistencia interna de esta dimensión parece estar más asociada al tipo de versión, en este caso de progenitores, que a los ítems que la conforman. La elección de la versión corta de progenitores (S-EMBU-P) quedaría supeditada a los objetivos para los que se aplique el instrumento, dada la escasa consistencia interna de dos de las tres escalas. Valores bajos de alfa de Cronbach pueden ser admisibles para uso predictivo

(Pedhazur y Pedhazur-Schmelkin, 1991), mientras que para la medición de un constructo para comparar grupos o para tomar decisiones que afectan a las personas se requerirán valores de alfa mayores (Nunnally y Bernstein, 1995).

5.4 CONGRUENCIA, CONCORDANCIA Y COMPARABILIDAD ENTRE VERSIONES

De forma global, la congruencia factorial de las respuestas del EMBU-A en muestra clínica con el resto de versiones consideradas fue superior que la del EMBU-P. Ello se puede explicar por el hecho que para realizar estas comparaciones se dispuso de diez modelos previos, cuatro de los cuales correspondían a respuestas de adolescentes, tres más a niños, otros dos a adultos jóvenes y sólo uno a progenitores. En nueve de estos diez modelos, las personas que responden evalúan la percepción del estilo educativo recibido, ya sea en el momento presente (niños y adolescentes), como en el pasado (adultos jóvenes). En cuanto a este papel del participante como receptor de un determinado estilo educativo, la edad de los adolescentes cuyas respuestas hemos comparado se situaría en un punto relativamente intermedio entre los niños pequeños y los adultos jóvenes. Por el contrario, en la versión de los progenitores el punto de vista del participante es diferente, ya que evalúa la propia conducta emitida hacia sus hijos, por lo que este cambio de rol podría explicar las mayores diferencias que se dieron en el EMBU-P.

La correlación entre las puntuaciones otorgadas por los hijos al EMBU-C o S-EMBU-A y por sus progenitores al EMBU-P resultó moderada-baja, especialmente en las respuestas de Control materno cuando los niños son más pequeños, al igual que en Castro et al. (1990). Se observaron coeficientes de correlación ligeramente mayores cuando se relacionan las respuestas de los progenitores con las de sus hijos adolescentes, mientras que en el caso de niños más pequeños los valores fueron algo menores. No obstante, las escalas de la versión española del EMBU-C (Castro et al., 1993) y del EMBU-P (Castro et al., 1997) están formadas por algunos ítems diferentes, por lo que se podría considerar que no están midiendo exactamente los mismos constructos, aunque coincidan las etiquetas de los factores. Lo mismo ocurre con la versión de adolescentes que hemos presentado (S-EMBU-A) y la versión de progenitores de Castro et al. (1997). Cabe señalar que el rango de las correlaciones entre niños y progenitores (entre 0.15 y 0.36) es muy similar al rango de valores hallados en muestra portuguesa (entre 0.11 y 0.30) con las versiones del EMBU-C y el EMBU-P en portugués (Pereira et al., 2009), y que dichas versiones son muy similares a las versiones utilizadas por nosotros (Canavarró y Pereira, 2007, enviado para publicar).

Dado que para los adolescentes y sus progenitores se dispone de los formatos cortos, S-EMBU-A y S-EMBU-P respectivamente, formados por los mismos ítems, se procedió a calcular la concordancia entre informantes mediante un índice más estricto, como es

el coeficiente de correlación intraclase. Los resultados indicaron que hay un bajo acuerdo entre ambos informantes, con valores por debajo de 0.33 en todas las escalas.

Bersabé, Fuentes y Motrico (2001) hallaron resultados similares con dos escalas para evaluar los estilos educativos parentales en adolescentes. Gaylord, Kitzmann y Coleman (2003) apuntan que es más importante la dirección de las discrepancias entre los hijos y sus progenitores que su tamaño. De hecho, el desacuerdo entre los hijos y sus progenitores sería lo habitual en estudios de psicopatología infantojuvenil (Ezpeleta, Granero, Osa, Domènech y Bonillo, 2006). Van der Meer, Dixon y Rose (2008) encontraron que el bajo o moderado acuerdo sobre el funcionamiento socio-emocional de niños y adolescentes de 11 a 18 años no se asociaba a la edad de los hijos, ni al formato en el cual se lleva a cabo la evaluación, incluyendo la entrevista estructurada y semi-estructurada y los cuestionarios. A su vez, Salbach-Andrae, Klinkowski, Lenz y Lehmkuhl (2009) también han hallado un bajo acuerdo en una muestra clínica de niños y adolescentes de 11 a 18 años que informaron, juntamente con sus progenitores, sobre sus problemas emocionales y de conducta. Ambos trabajos concluyen sobre la importancia de incorporar la información de los hijos durante la evaluación psicológica, y no considerar a los progenitores como los únicos y principales informantes (Salbach-Andrade et al., 2009; van der Meer et al., 2008). Respecto a este punto, nuestros resultados van en la línea de los estudios que sugieren que serían necesarias ambas fuentes de información para relacionar estilo educativo y psicopatología (Bögels y van Melick, 2004; Gaylord et al., 2003; Granero, Ezpeleta, Domènech y Osa, 2008; Roelofs et al., 2006).

En cuanto a la naturaleza del (des)acuerdo, los progenitores se consideraron más cálidos, ligeramente menos sobreprotectores y con menos rechazo que lo que opinaron sus hijos. Es decir, que los hijos adolescentes son menos indulgentes que sus progenitores con su estilo educativo. Además, se observaron mayores discordancias entre lo que dicen los progenitores de sí mismos y lo que perciben sus hijos cuando se da un peor estilo educativo, principalmente de mayor Rechazo.

El hecho de disponer de un formato corto de la versión de progenitores (S-EMBU-P) permitiría paliar los problemas de comparabilidad directa con la versión de adultos (S-EMBU) y la de adolescentes S-EMBU-A que existen hasta el momento. A ello se añade que, tal como hemos replicado, el formato corto de la versión de adolescentes (S-EMBU-A) resulta adecuado en muestra clínica, por lo que también es posible disponer de versiones comparables entre progenitores y sus hijos adolescentes. A pesar de ello, hay que recordar las limitaciones de algunos aspectos de la versión corta de progenitores (S-EMBU-P), como la escasa consistencia interna de dos de sus tres escalas, lo que implica restringir su uso a determinados contextos.

También a nivel conceptual las puntuaciones de la versión española de niños (EMBU-C) presentan el problema de no ser directamente comparables con las puntuaciones de las versiones de adolescentes y de progenitores, debido al diferente formato de cada versión. Una vía para mejorar todos estos aspectos sería añadir los ocho ítems del S-

EMBU que actualmente no están presentes en la versión de tres factores del EMBU-C: tres ítems de la escala Rechazo (23, 64 y 71), un ítem de la escala Calidez Emocional (78) y cuatro ítems de la escala Control (1, 66, 69 y 70). La estructura de los ítems del S-EMBU se ha confirmado en numerosos países e idiomas (Aluja et al., 2006a; Arrindell et al., 1999, 2001, 2005), así como en el presente trabajo para la versión de adolescentes, por lo que parece razonable darle una oportunidad en niños. La incorporación de estos ítems al EMBU-C puede suponer la mejora del instrumento en dos aspectos importantes. Primero, al añadir más ítems a las escalas menos consistentes, los índices de fiabilidad de consistencia interna se verían mejorados casi con toda seguridad. Y segundo, al estar contenidos los 22 ítems del S-EMBU, sería posible comparar más directamente datos de adultos y de adolescentes con niños. Además, ello permitiría evaluar las propiedades psicométricas de un nuevo *S-EMBU-C*, ya que la muestra de niños ha sido la única en la que no nos ha sido posible evaluar el modelo del formato corto de 22 ítems, al no disponer de los datos necesarios.

Finalmente, y siguiendo la idea original de Muris et al. (1996, 1998), se podría modificar el contenido de los ítems de la escala Rechazo que hacen referencia a los hermanos. En su misma línea, creemos que sería oportuno sustituir la comparación con los hermanos por una comparación más general, con otros miembros de la familia que convivan en el hogar. Puesto que la composición de las familias ha cambiado, sería pertinente adaptar también el contenido de dichos ítems. Por ejemplo, el ítem 17 podría redactarse de la manera siguiente, tal como aparece en la versión de Muris et al. (1998): “¿Te tratan tus padres injustamente?”. Del mismo modo, y basándonos también en Muris et al. (1998), el ítem 61 podría redactarse como sigue: “Cuando pasa algo malo en casa, ¿eres tú a quién tus padres echan la culpa?”. Finalmente, el ítem 16 (“¿Crees que tus padres te quieren menos que a tus hermanos?”) se podría modificar en el mismo sentido que los dos ítems anteriores, tanto en la versión de niños como la de adolescentes. La misma idea sería aplicable a la versión de progenitores.

5.5 CONSIDERACIONES FINALES

Los resultados del EMBU-C, EMBU-A y EMBU-P en estas muestras clínicas, que podemos considerar representativas de la población infantojuvenil con psicopatología que acude a los servicios de salud mental de la red pública, indican propiedades psicométricas aceptables. Las escalas de Rechazo y Calidez Emocional muestran un comportamiento satisfactorio, en cuanto a estructura y fiabilidad, resultado similar al obtenido en otros estudios de validación en muestras comunitarias españolas de niños (Castro et al., 1993), adolescentes (Aluja et al., 2006a; Castro et al., 1990), progenitores (Castro et al., 1997) o adultos (Arrindell et al., 1994, 2005). A pesar que las escalas de Favoritismo de la versión de progenitores y de Control muestran índices más modestos en términos de estructura y fiabilidad, estos resultados también concuerdan con los estudios previos.

La mayor limitación de este estudio es el tamaño de las muestras, especialmente en el caso de los niños, lo cual impide el uso de métodos de estimación robustos de análisis factorial, y cuyo tamaño se sitúa en el límite de lo que normalmente se considera admisible (Boomsma y Hoogland, 2001). Ello es debido a la dificultad de reclutar a niños con problemas. No obstante, el elevado número de ítems por factor del EMBU-C compensaría esta limitación, ya que una mayor precisión del modelo puede venir dada tanto por un aumento del tamaño de la muestra como por un aumento de los grados de libertad del modelo evaluado, y este valor está directamente relacionado con el número de variables por factor (Marsh, Hau, Balla y Grayson, 1998). A pesar de esta limitación, este trabajo constituye la primera aportación de indicadores para validar las versiones del EMBU en población clínica española.

En futuras investigaciones proponemos incorporar al estudio de las versiones del EMBU información sobre problemática psicopatológica y funcionamiento de los niños y adolescentes, con el objetivo de obtener evidencias sobre la validez predictiva de los instrumentos, tanto respecto a la aparición como el mantenimiento de trastornos mentales. El uso de estos tests en contextos epidemiológicos y clínicos podría ser muy útil como herramienta diagnóstica. Además, en la medida que se disponga de versiones comparables para niños, adolescentes, adultos y progenitores será posible realizar estudios sobre el comportamiento diferencial de los ítems en diferentes grupos de edad o en función del papel dentro del ámbito educativo familiar. Por el contrario, si en el futuro se siguen utilizando los diferentes formatos, sugerimos calcular las propiedades psicométricas mínimas de la parte comparable de las versiones, antes de usarlas en diseños con datos combinados.

6 CONCLUSIONES

En muestra clínica se confirma una estructura interna aceptable del EMBU-C, de tres factores (Rechazo, Calidez Emocional y Control), tanto para las respuestas sobre el padre como sobre la madre, que sigue las propuestas de Canavarro y Pereira (2007) y Muris et al. (1998) de eliminar los ítems de la escala Favoritismo, y permitir que el ítem 20 (escala Control) también sature en la escala Rechazo. Los índices de ajuste resultaron aceptables (RMSEA=0.067; TLI=0.81; CFI=0.81).

- todos los ítems presentan cargas factoriales estadísticamente significativas, excepto un ítem de la escala Control (ítem 50)
- todos los ítems presentan cargas factoriales superiores a 0.30, excepto cuatro ítems de la escala Control (ítem 14, 18, 50 y 51), cuyas cargas oscilan entre 0.01 y 0.26
- se verifica idéntica estructura y equivalencia de todos los parámetros en las respuestas sobre ambos progenitores, menos una carga factorial (ítem 51).
- se puede aceptar el mismo modelo, cuando los niños responden sobre el padre y sobre la madre.

Se confirma el patrón de correlaciones entre factores hallado en estudios previos en adultos y adolescentes

- correlación negativa entre Rechazo y Calidez Emocional (-0.65 padres; -0.67 madres)
- correlación positiva entre Rechazo y Control (0.62 padres; 0.57 madres)
- correlación nula entre Calidez Emocional y Control

Fiabilidad de consistencia interna aceptable para fines de investigación y comparación entre grupos, en dos de las escalas, atendiendo a la longitud de cada escala

- valores de alfa de Cronbach mayores a 0.7 (entre 0.73 y 0.89) en las escalas Rechazo y Calidez Emocional (de 10 y 15 ítems respectivamente)
- valores excesivamente bajos (0.47 y 0.51, para las respuestas sobre el padre y sobre la madre, respectivamente) en la escala Control (9 ítems)

Escasa relación del sexo del niño y del sexo del progenitor con las puntuaciones de las escalas, y moderada relación inversa entre la edad del niño y la puntuación de Calidez Emocional, similar a los resultados del resto de estudios:

- el padre recibe puntuaciones menores que la madre en las tres escalas (Rechazo: IC95% 0.19 a 1.32; Calidez Emocional: 0.22 a 2.21; Control: promedio de diferencias entre 1.24 y 3.48, en función del sexo y el grupo de edad del hijo)
- aunque las madres son percibidas como más controladoras que los padres, esta diferencia es más acusada en las niñas preadolescentes (IC95% 2.48 a 4.49) que en las niñas más pequeñas o los niños varones de ambos grupos de edad (valores extremos de los IC95% entre 0.58 y 2.54)
- los niño/as más pequeños perciben menos Rechazo (IC95% 0.27 a 3.03) y mayor Calidez Emocional (IC95% 2.98 a 8.14) por parte de ambos progenitores, en comparación con los niño/as preadolescentes. Las diferencias en la escala de Calidez Emocional en función de la edad de los niños coincide con la tendencia decreciente hallada por Castro et al. (1993) en muestra comunitaria.

Relaciones en el sentido esperado entre las puntuaciones del EMBU-C y otras medidas:

- validez convergente aceptable de las tres escalas del EMBU-C con la medida de disciplina dura (correlaciones entre 0.18 a 0.44 en valor absoluto), y de las escalas Rechazo y Calidez Emocional con la medida de falta de supervisión adulta, falta de apoyo familiar y la falta de afecto (entre 0.15 a 0.39 en valor absoluto). La relación con Rechazo y Control resultó positiva, mientras que la relación con Calidez Emocional resultó negativa.
- validez concurrente entre modesta y moderada de las tres escalas del EMBU-C con la pregunta sobre la calidad de la relación con cada progenitor. En las respuestas sobre el padre, a pesar que los valores de OR fueron en el sentido previsto ($OR > 1$ para Rechazo y $OR < 1$ para Calidez Emocional) no alcanzaron la significación, mientras que en las respuestas sobre la madre las puntuaciones de Rechazo sí discriminaron entre los niños con una mala o buena relación con su madre ($OR = 1.16$). No obstante, la capacidad discriminativa de las tres escalas del EMBU-C fue satisfactoria ($AUC = 0.75$ respuestas sobre el padre; $AUC = 0.87$ respuestas sobre la madre).

En muestra clínica se confirma una estructura interna aceptable del EMBU-A, de tres factores (Rechazo, Calidez Emocional y Sobreprotección), comparable a la versión corta de adultos de 22 ítems (EMBU-A; Arrindell et al., 2005), lo que constituye el S-EMBU-A. Los índices de ajuste resultaron bastante satisfactorios ($RMSEA = 0.052$; $TLI = 0.89$; $CFI = 0.90$).

- todos los ítems presentan cargas factoriales estadísticamente significativas

- todos los ítems presentan cargas factoriales superiores a 0.30, excepto un ítem de la escala Sobreprotección (ítem 25), cuya carga resultó de 0.22
- se verifica idéntica estructura y equivalencia de todos los parámetros en las respuestas sobre ambos progenitores.
- se puede aceptar el mismo modelo, cuando los adolescentes responden sobre el padre y sobre la madre.

Se confirma el patrón de correlaciones entre factores hallado en estudios previos en adultos y adolescentes

- correlación negativa entre Rechazo y Calidez Emocional (-0.48 padres; -0,53 madres)
- correlación positiva entre Rechazo y Sobreprotección (0.64 padres; 0.63 madres)
- correlación menor y negativa entre Calidez Emocional y Sobreprotección (-0.27 padres; -0.28 madres)

Fiabilidad de consistencia interna aceptable de todas las escalas, atendiendo a la longitud de cada escala

- valores de alfa de Cronbach mayores a 0.76 en las escalas Rechazo y Calidez Emocional (de 7 y 6 ítems respectivamente)
- valores mayores a 0.70 (0.73 padres y 0.72 madres) en la escala Sobreprotección (9 ítems)

Escasa relación del sexo y la edad del niño y del sexo del progenitor con las puntuaciones de las escalas, similar a los resultados del resto de estudios:

- no se observan diferencias en función del sexo de los adolescentes en ninguna de las tres escalas
- la madre recibe puntuaciones mayores en las escalas Calidez Emocional (IC95% 1.24 a 2.18) y Sobreprotección (IC95% 0.89 a 1.95)
- los adolescentes más jóvenes perciben menor Sobreprotección por parte de sus progenitores que los adolescentes más mayores (IC95% 0.36 a 2.52)

Relaciones en el sentido esperado entre las puntuaciones del EMBU-A y otras medidas:

- validez convergente aceptable de las tres escalas del S-EMBU-A con la medida de disciplina dura (entre 0.27 y 0.57 en valor absoluto), y de las escalas Rechazo y Calidez Emocional con la medida de falta de supervisión adulta, falta

de apoyo familiar y la falta de afecto (entre 0.14 y 0.41 en valor absoluto). La relación con Rechazo y Sobreprotección resultó positiva, mientras que la relación con Calidez Emocional fue negativa.

- validez concurrente aceptable de las tres escalas del S-EMBU-A con la pregunta sobre la calidad de la relación con cada progenitor, a excepción del Rechazo paterno, que resultó casi significativo. Las puntuaciones de Calidez Emocional y Sobreprotección discriminan entre los niños con buenas o malas relaciones con ambos progenitores: la Calidez Emocional actuaría como un factor protector ($OR \leq 0.81$) y la Sobreprotección actuaría como un factor de riesgo ($OR \geq 1.08$), así como el Rechazo materno ($OR = 1.12$) y paterno ($OR = 1.11$; $p = 0.054$). La capacidad discriminativa de las tres escalas del S-EMBU-A fue satisfactoria ($AUC > 0.80$).

En muestra clínica el EMBU-P presenta una estructura interna moderada, tanto al evaluar la actual versión de 52 ítems y cuatro factores, como al valorar el ajuste de dos posibles alternativas (22 y 57 ítems) que faciliten la comparabilidad con la versión corta de adultos (S-EMBU).

- el actual modelo de 52 ítems presenta unos índices de ajuste insuficientes ($RMSEA = 0.034$; $TLI = 0.73$; $CFI = 0.73$), al igual que la propuesta de 57 ítems ($RMSEA = 0.034$; $TLI = 0.70$; $CFI = 0.71$). En referencia al modelo de 52 ítems:
 - todos los ítems presentan cargas factoriales estadísticamente significativas, excepto un ítem de la escala Sobreprotección (ítem 69)
 - la mayoría de ítems de Rechazo y Calidez Emocional presentan cargas factoriales superiores a 0.30, excepto un ítem de Rechazo (ítem 65), uno de Rechazo paterno (ítem 23) y tres de Calidez materna (ítems 22, 31 y 60). Ocho ítems de Sobreprotección presentan cargas factoriales menores a 0.30 (ítems 7, 18, 20, 40, 42, 46 y 73)
 - se verifica similar estructura y equivalencia de la mayoría de parámetros en las respuestas de ambos progenitores, a excepción de cuatro cargas factoriales (ítems 22, 31 y 60 de Calidez Emocional e ítem 29 de Favoritismo) y la covarianza entre Calidez Emocional y Sobreprotección (menor en las respuestas de los padres que de las madres).
- la propuesta de 22 ítems, comparable a la versión corta de adultos (S-EMBU; Arrindell et al., 2005) que constituiría el S-EMBU-P, presenta un ajuste moderado ($RMSEA = 0.036$; $TLI = 0.80$; $CFI = 0.81$):
 - todos los ítems presentan cargas factoriales estadísticamente significativas, excepto un ítem de la escala de Rechazo materno (ítem 16).

- la mayoría de ítems presentan cargas factoriales superiores a 0.30, excepto un ítem de Rechazo materno (ítem 16), dos ítems de Rechazo paterno (ítems 23 y 76) y dos ítems de Sobreprotección de ambos progenitores (ítems 46 y 69).
- se verifica similar estructura y equivalencia de la mayoría de parámetros en las respuestas de ambos progenitores, a excepción de una carga factorial (ítem 16 de Rechazo) y la covariancia entre Calidez Emocional y Sobreprotección (nula en padres).

En el actual modelo de 52 ítems se confirma parcialmente el patrón de correlaciones entre factores, ya que los valores obtenidos en muestra clínica son algo superiores a los hallados previamente en progenitores de muestra comunitaria (Castro et al., 1997)

- correlación negativa entre Rechazo y Calidez Emocional (-0.38 padres; -0.50 madres)
- correlación positiva entre Rechazo y Sobreprotección (0.63 padres; 0.72 madres)
- correlación menor y negativa entre Calidez Emocional y Sobreprotección (-0.13 padres; -0.43 madres)
- correlaciones bajas entre Favoritismo y el resto de escalas (≤ 0.16)

En la propuesta de 22 ítems los resultados son similares, exceptuando la relación entre Calidez Emocional y Sobreprotección paternas:

- correlación negativa entre Rechazo y Calidez Emocional (-0.43 padres; -0.53 madres)
- correlación positiva entre Rechazo y Sobreprotección (0.55 padres; 0.56 madres)
- correlación nula entre Calidez y Sobreprotección paternas y baja y negativa entre ambas escalas maternas (-0.16)

Se pone de manifiesto la dificultad de encontrar un compromiso aceptable entre el ajuste del análisis factorial confirmatorio y la fiabilidad de consistencia interna.

- valores aceptables para fines de investigación y comparación entre grupos de las escalas Rechazo, Calidez Emocional y Sobreprotección de los modelos de 52 y 57 ítems (entre 0.71 y 0.89). La escala Favoritismo presenta valores excesivamente bajos (entre 0.57 y 0.59).
- valores satisfactorios (entre 0.74 y 0.78) únicamente de la escala Calidez Emocional del modelo de 22 ítems

Escasa relación del sexo y la edad del hijo y del progenitor con las puntuaciones de las escalas de la versión de 52 ítems:

- los padres informan de menor Calidez Emocional (IC95% 2.40 a 4.43) y menor Sobreprotección (IC95% 1.11 a 2.86) que las madres
- los progenitores informan de menor Calidez Emocional a medida que los hijos tienen mayor edad (IC95% 4.22 a 7.31 al comparar los progenitores de niños de 7-10 años con los de adolescentes de 16-18 años)
- ambos progenitores informan de menor Sobreprotección hacia sus hijas que cuando los hijos son varones (IC95% 0.20 a 1.95)
- sólo se observa un menor Rechazo por parte de ambos progenitores hacia las hijas de 13-15 años (IC95% 0.66 a 1.94), en comparación con los hijos varones de esta misma franja de edad. Para el resto de grupos de edad considerados, no hay diferencias entre ambos sexos.
- las puntuaciones de Favoritismo no varían en función de ninguna de las variables consideradas

Relaciones en el sentido esperado entre las puntuaciones del EMBU-P y otras medidas:

- validez convergente aceptable de las escalas de Rechazo, Calidez Emocional y Sobreprotección del EMBU-P con la medida de disciplina dura (entre 0.24 y 0.46 en valor absoluto); escasa relación de las escalas Calidez Emocional y Sobreprotección con la medida de falta de supervisión adulta (entre 0.12 y 0.22 en valor absoluto)
- validez concurrente satisfactoria de las puntuaciones de Rechazo, Calidez Emocional y Sobreprotección para discriminar entre los progenitores que manifiestan haber tenido problemas para educar a su hijo y los que no. Tanto para los padres como para las madres, el Rechazo y la Sobreprotección constituirían un factor de riesgo ($OR \geq 1.05$), mientras que la Calidez Emocional actuaría como un factor protector ($OR \leq 0.96$). La capacidad discriminativa de las cuatro escalas del EMBU-P resultó satisfactoria ($AUC \geq 0.70$)

Estos resultados no varían sustancialmente cuando se considera la versión corta de 22 ítems, con algunas excepciones:

- no se hallan diferencias en el grado de Rechazo en función de ninguna de las variables; tampoco se observan diferencias en la puntuación de Sobreprotección en función del sexo de los hijos.
- la relación entre el grado de supervisión adulta y algunas de las escalas del S-EMBU-P varía ligeramente, ya que aumenta en el caso del Rechazo paterno

(correlación 0.16) y disminuye en el caso de la Sobreprotección materna (correlación 0.05).

Se verifica mayor equivalencia de cargas factoriales del EMBU-A al comparar nuestros datos con la estructura obtenida en un estudio previo en muestra comunitaria española de adolescentes (Aluja et al., 2006a) que en muestra comunitaria holandesa de adolescentes (Gerlsma et al., 1991), en ambos casos mediante análisis factorial confirmatorio:

- respecto a la equivalencia con el estudio de Aluja et al. (2006a), el modelo totalmente restringido (fijando como equivalentes los valores de las 24 cargas factoriales y las correlaciones factoriales) presenta un ajuste aceptable, tanto para las respuestas sobre el padre (RMSEA=0.062; TLI=0.87; CFI=0.87) como sobre la madre (RMSEA=0.048; TLI=0.90; CFI=0.90).
- respecto a la equivalencia con el estudio de Gerlsma et al. (1991), el modelo final (fijando como equivalentes 39 -respuestas sobre el padre- y 38 -madre- cargas factoriales de las 54 posibles) presenta un ajuste insuficiente, tanto para las respuestas sobre el padre (RMSEA=0.066; TLI=0.73; CFI=0.73) como sobre la madre (RMSEA=0.067; TLI=0.68; CFI=0.68). Los parámetros liberados presentan unas diferencias mayores a 0.15 (en valor absoluto), respecto a los valores hallados en el estudio original.

Congruencia factorial elevada del EMBU-A, al comparar nuestros datos con diversas estructuras obtenidas mediante análisis factorial exploratorio en seis estudios previos:

- el 90.3% de los valores entre factores análogos supera el punto de corte recomendado ($c > 0.80$ en valor absoluto; $K > 0.40$); se halló mayor congruencia en las escalas Rechazo y Calidez Emocional, acuerdo moderado en Sobreprotección y acuerdo escaso en Favoritismo
- el 88.5% de los valores entre factores no análogos alcanzan el punto de corte recomendado ($c < 0.30$ en valor absoluto; $K < 0$).
- en conjunto, la congruencia resulta ligeramente mayor respecto a los estudios europeos que al comparar nuestros datos con una solución en muestra japonesa de adultos

Congruencia factorial elevada del EMBU-P al comparar nuestros datos con la solución obtenida en muestra comunitaria española de progenitores con la versión de 52 ítems, y congruencia moderada respecto a ocho modelos publicados, todos ellos llevados a cabo mediante análisis factorial exploratorio:

- el 68.1% de los valores entre factores análogos supera el punto de corte recomendado ($c > 0.80$ en valor absoluto; $K > 0.40$); se halla mayor congruencia en la escala Calidez Emocional, acuerdo moderado en las escalas Rechazo y Favoritismo y acuerdo escaso en la escala Sobreprotección
- el 87.0% de los valores entre factores no análogos alcanza el punto de corte recomendado ($c < 0.30$ en valor absoluto; $K < 0$).
- en conjunto, la congruencia resulta ligeramente mayor respecto a los estudios europeos que al comparar nuestros datos con una solución en muestra japonesa de adultos

Correlación moderada-baja entre las puntuaciones otorgadas por los niños al EMBU-C (entre 0.15 y 0.36) o los adolescentes al S-EMBU-A (entre 0.20 y 0.41) y las escalas análogas del EMBU-P contestadas por sus progenitores, especialmente en Control materno de los niños pequeños. Bajo acuerdo entre las respuestas de los adolescentes y sus progenitores a la versión corta de 22 ítems, S-EMBU-A y S-EMBU-P, respectivamente (coeficiente de correlación intraclase entre 0.14 y 0.32). En todas las escalas las discrepancias van en el mismo sentido, ya que los hijos informan de haber recibido un peor estilo educativo que el que manifiestan haber usado sus progenitores.

Se propone una revisión de algunos ítems del EMBU-C:

- modificación de los ítems de la escala de Rechazo que hacen referencia a los hermanos (ítems 16, 17 y 61), para adecuarlos a la estructura familiar más habitual actualmente, ya que cada día son más numerosos los hogares con un solo hijo
- incorporación de los ítems del S-EMBU no presentes actualmente en el EMBU-C, lo que permitiría:
 - probablemente, mejorar la consistencia interna de la escala Rechazo y especialmente la escala Control
 - hacer directamente comparable el EMBU-C al S-EMBU y S-EMBU-A, ambos compuestos por los mismos 22 ítems

De manera análoga, se propone modificar el contenido del ítem 16 de la escala de Rechazo del S-EMBU-A y el S-EMBU-P, en el mismo sentido que el que se acaba de mencionar para el EMBU-C.

REFERENCIAS

- Achenbach, S.A. y Edelbrock, C. (1983). *Manual for the child behaviour checklist and profile*. Burlington: University of Vermont.
- AERA (American Educational Research Association), APA (American Psychological Association) y NCME (National Council on Measurement in Education). (1999). *Standards for educational and psychological testing*. Washington, DC: AERA.
- Aguilar, J., Sarmiento, C., Martínez, M., Valencia, A. y Romero, P. (2004). *Estilos parentales y comportamiento escolar, social, y salud entre estudiantes de bachillerato y licenciatura*. Simposio presentado en el XII Congreso Mexicano de Psicología, Guanajuato, México.
- Alonso, P., Menchón, J., Mataix-Cols, D., Pifarré, J., Urretavizcaya, M., Crespo, J. et al. (2004). Perceived parental rearing style in obsessive-compulsive disorder: Relation to symptom dimensions. *Psychiatry Research*, 127, 267-278.
- Aluja, A., del Barrio, V. y García, L.F. (2006a). Comparison of several shortened versions of the EMBU: Exploratory and confirmatory factor analyses. *Scandinavian Journal of Psychology*, 47, 23-31.
- Aluja, A., del Barrio, V. y García, L.F. (2006b). Do parents and adolescents differ in their perceptions of rearing styles? Analysis of the EMBU versions for parents and adolescents. *Scandinavian Journal of Psychology*, 47, 103-108.
- AMOS (2006). *AMOS versión 7.0*. [Programa de ordenador]. Chicago, IL: SmallWaters.
- Andersson, P. y Perris, C. (2000). Perceptions of parental rearing and dysfunctional attitudes: The link between early experiences and individual vulnerability? *Nordic Journal of Psychiatry*, 54, 405-409.
- APA (American Psychiatric Association) (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (4th ed.)*. Washington, DC: Author.
- Arbuckle, J.L. (2006). *Amos users' guide, Version 7.0*. Chicago: Small Waters Corporation.
- Arrindell, W.A., Akkerman, A., Bages, N., Feldman, L., Caballo, V.E., Oei, T.P.S. et al. (2005). The short-EMBU in Australia, Spain and Venezuela: Factorial invariance and associations with sex roles, self-esteem and Eysenckian personality dimensions. *European Journal of Psychological Assessment*, 21, 56-66.
- Arrindell, W.A., Emmelkamp, P.M., Brillman, E. y Monsma, A. (1983). Psychometric evaluation of an inventory for assessment of parental rearing practices: a Dutch form of the EMBU. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 67, 163-177.

- Arrindell, W.A. y Engebretsen, A.A. (2000). Convergent validity of the short-EMBU and the parental bonding instrument (PBI): Dutch findings. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 7, 262-266.
- Arrindell, W.A., Gerlsma, C., Vandereycken, W., Hageman, W.J.J.M. y Daeseleire, T. (1998). Convergent validity of the dimensions underlying the Parental Bonding Instrument (PBI) and the EMBU. *Personality and Individual Differences*, 24, 341-350.
- Arrindell, W.A., Methorst, G.J., Kwee, M.G.T., Van der Ende, J., Pol, E. y Moritz, B.J.M. (1989). Expanding the validity of a measure of reported parental rearing practices with psychiatric inpatients: Further Dutch experiences with the EMBU. *Personality and Individual Differences*, 10, 493-500.
- Arrindell, W.A., Perris, C., Eisemann, M., Granell de Aldaz, E., Van der Ende, J., Kong Sim Guan, D. et al. (1992). Cross-national transferability of the two-factor model of parental rearing behaviour: A contrast of data from Canada, the Fed. Rep. Germany, Hungary, Japan, Singapore and Venezuela with Dutch target ratings on the EMBU. *Personality and Individual Differences*, 13, 343-353.
- Arrindell, W.A., Perris, C., Eisemann, M., Perris, H., Van der Ende, J., Ross, M. et al. (1986). Cross-national generalizability of patterns of parental rearing behaviour: Invariance of EMBU dimensional representations of healthy subjects from Australia, Denmark, Hungary, Italy and The Netherlands. *Personality and Individual Differences*, 7, 103-112.
- Arrindell, W.A., Perris, C., Eisemann, M., Van der Ende, J., Gaszner, P., Iwawaki, S. et al. (1994). Parental rearing behaviour from a cross-cultural perspective: A summary of data obtained in 14 nations. En C. Perris, W.A. Arrindell y M. Eisemann (Eds.) *Parenting and psychopathology* (pp. 145-171). Chichester: Wiley
- Arrindell, W.A., Perris, C., Perris, H., Eisemann, M., Van der Ende, J. y von Knorring, L. (1986). Cross-national invariance of dimensions of parental rearing behaviour: comparison of psychometric data of Swedish depressives and healthy subjects with Dutch target ratings on the EMBU. *British Journal of Psychiatry*, 148, 305-309.
- Arrindell, W.A., Perris, H., Denia, M., Van der Ende, J., Perris, C., Kokkevi, A. et al. (1988). The constancy of structure of perceived parental rearing style in Greek and Spanish subjects as compared with the Dutch. *International Journal of Psychology*, 23, 3-23.
- Arrindell, W.A., Richter, J., Eisemann, M., Gärling, T., Rydén, O., Hansson, S.B. et al. (2001). The short-EMBU in East-Germany and Sweden: A cross-national factorial validity extension. *Scandinavian Journal of Psychology*, 42, 157-160.
- Arrindell, W.A., Sanavio, E., Aguilar, G., Sica, C., Hatzichristou, C., Eisemann, M. et al. (1999). The development of a short form of the EMBU: Its appraisal with students

- in Greece, Guatemala, Hungary and Italy. *Personality and Individual Differences*, 27, 613-628.
- Arrindell, W.A. y Van der Ende, J. (1984). Replicability and invariance of dimensions of parental rearing behavior: Further Dutch experiences with the EMBU. *Personality and Individual Differences*, 5, 671-682.
- Arrindell, W.A. y Van der Ende, J. (1988). On cross-cultural comparative studies with the EMBU: A note on specific methodological issues. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 78(344), 141-145.
- Baldwin, A.L., Kalthorn, J. y Breese, F.H. (1945). Patterns of parent behavior. *Psychological Monographs*, 58, pp. iii + 75.
- Becker, W.C. y Krug, R.S. (1964). A circumplex model for social behavior in children. *Children Development*, 35, 371-396.
- Bem, S.L. (1981). *Bem Sex-Role inventory: Professional manual*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Bentler, P.M. (1990). Fit indexes, Lagrange multipliers, constraint changes and incomplete data in structural models. *Multivariate Behavioral Research*, 25, 163-172.
- Bentler, P.M. (2009). Alpha, dimension-free, and model-based internal consistency reliability. *Psychometrika*, 74, 137-143.
- Bentler, P.M. y Bonett, D.G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Bersabé, R., Fuentes, M.J. y Motrico, E. (2001). Análisis psicométrico de dos escalas para evaluar estilos educativos parentales. *Psicothema*, 13, 678-684.
- Birmaher, B., Khetarpal, S., Brent, D. y Cully, M. (1997). The Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED): Scale construction and psychometric characteristics. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 36, 545-553.
- Bland, J.M. y Altman, D.G. (1986). Statistical methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement. *Lancet*, 1(8476), 307-310.
- Bögels, S. y van Melick, M. (2004). The relationship between child-report, parent self-report, and partner report of perceived parental rearing behaviors and anxiety in children and parents. *Personality and Individual Differences*, 37, 1583-1596.
- Bollen, K.A. (1989). A new incremental fit index for general structural equation models. *Sociological Methods and Research*, 17, 303-316.
- Boomsma, A. (1987). The robustness of maximum likelihood estimation in structural equation models. En P. Cuttance y R. Ecob (Eds.), *Structural modeling by*

example : applications in educational, sociological, and behavioral research (pp. 160-188). Cambridge: University Press.

- Boomsma, A. y Hoogland, J.J. (2001). The robustness of LISREL modeling revisited. En R. Cudeck, K.G. Jöreskog, S.H.C. Du Toit y D. Sörbom (Eds.), *Structural Equation Modeling: Present and Future: a Festschrift in Honor of Karl Jöreskog* (pp. 139-168). Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- Browne, M.W. y Cudeck, R. (1989). Single sample cross-validation indices for covariance structures. *Multivariate Behavioral Research*, 24, 445-455.
- Byrne, B.M. (2004). Testing for multigroup invariance using AMOS graphics: A road less traveled. *Structural Equation Modeling*, 11, 272-300.
- Byrne, B.M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20, 872-882.
- Canavarro, M.C. (1996). A avaliação das práticas educativas através do EMBU: Estudos psicométricos. *Psychologica*, 16, 5-18.
- Canavarro, M.C. y Pereira, A.I. (2007). A percepção dos filhos sobre os estilos educativos parentais: A versão Portuguesa do EMBU-C. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación/E Avaliação Psicológica*, 24, 193-210.
- Canavarro, M.C. y Pereira, A.I. (enviado para publicación a *Psicologia: Teoria, Investigação e Prática*). A avaliação dos estilos parentais educativos na perspectiva dos pais: A versão portuguesa do EMBU-P.
- Castro, J. (1993). *Patrón de conducta tipo A y pautas educativas*. Tesis doctoral no publicada. Universitat de Barcelona.
- Castro, J. (2005). Disciplina y estilo educativo familiar. En L. Ezpeleta (Ed.), *Factores de riesgo en psicopatología del desarrollo* (pp. 319-336). Barcelona: Masson.
- Castro, J., de Pablo, J., Gómez, J., Arrindell, W.A. y Toro, J. (1997). Assessing rearing behaviour from the perspective of the parents: A new form of the EMBU. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 32, 230-235.
- Castro, J., Toro, J., Arrindell, W.A., Van der Ende, J. y Puig, J. (1990). Perceived parental rearing style in Spanish adolescents, children and parents: Three new forms of the EMBU. En C.N. Stefanis, C.R. Solsatos & A.D. Ravavilas (Eds.), *Psychiatry: A word perspective, Vol 4* (pp. 340-344). Amsterdam, NL: Elsevier Science.
- Castro, J., Toro, J., Van der Ende, J. y Arrindell, W.A. (1993). Exploring the feasibility of assessing perceived parental rearing styles in Spanish children with the EMBU. *The International Journal of Social Psychiatry*, 39, 47-57.

- Champney, H. (1941). The measurement of parent behavior. *Child Development*, 12, 131-166.
- Chen, F., Curran, P.J., Bollen, K.A., Kirby, J. y Paxton, P. (2008). An empirical evaluation of the use of fixed cutoff points in RMSEA test statistic in Structural Equation Models. *Sociological Methods & Research*, 36, 462-494.
- Chorpita, B., Tracey, S., Brown, T., Collica, T. y Barlow, D. (1997). Assessment of worry in children and adolescents: An Adaptation of the Penn State Worry Questionnaire. *Behaviour Research and Therapy*, 35, 569-581.
- Cohen, J. (1960). A coefficient of agreement for nominal scales. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 37-46.
- Cox, B.J., Enns, M.W. y Clara, I.P. (2000). The Parental Bonding Instrument: Confirmatory evidence for a three-factor model in a psychiatric clinical sample and in the National Comorbidity Survey. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 35, 353-357.
- Cross, H.J. (1969). College students' memories of their parents: A factor analysis of the CRPBI. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 33, 275-278.
- Dekovic, M., ten Have, M., Vollebergh, W., Pels, T., Oosterwegel, A., Wissink, I. et al. (2006). The cross-cultural equivalence of parental rearing measure: EMBU-C. *European Journal of Psychological Assessment*, 22, 85-91.
- Delforge, C., Le Scanff, C. y Fontayne, P. (2008). L'évaluation des relations parents-enfants. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 40, 42-51.
- Enns, M.W., Cox, B.J. y Larsen, D.K. (2000). Perceptions of parental bonding and symptom severity in adults with depression: Mediation by personality dimensions. *Canadian Journal of Psychiatry*, 45, 263-268.
- Eysenck, H.J. y Eysenck, S.B.G. (1997). *Cuestionario revisado de personalidad de Eysenck (EPQ-R)*. Madrid: TEA Ediciones.
- Ezpeleta, L., Granero, R. y Domènech, J.M. (2005). Differential contextual factors of comorbid conduct and depressive disorders in Spanish children. *European Child and Adolescent Psychiatry*, 14, 282-291.
- Ezpeleta, L., Granero, R., Osa, N. de la y Domènech, J.M. (2008). Risk factor clustering for psychopathology in socially at-risk Spanish children. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 43, 559-568.
- Ezpeleta, L., Granero, R., Osa, N. de la, Domènech, J.M. y Bonillo, A. (2006). Assessment of functional impairment in Spanish children. *Applied Psychology: An International Review*, 55, 130-143.

- Ezpeleta, L., Granero, R., Osa, N. de la, Domènech, J.M. y Guillamón, N. (2002). Perception of need for help and use of mental health services in children and adolescents. Do they share the same predictors? *Psicothema*, *14*, 532-539.
- Ezpeleta, L., Osa, N. de la, Júdez, J., Domènech, J.M., Navarro, J.B. y Losilla, J.M. (1997). Diagnostic agreement between clinicians and the Diagnostic Interview for Children and Adolescents-DICA-R-in an outpatient sample. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, *38*, 431-440.
- Fabrigar, L.R., Wegener, D.T., MacCallum, R.C. y Strahan, E.J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, *4*, 272-299.
- Fan, X. y Sivo, S.A. (2007). Sensitivity of fit indices to model misspecification and model types. *Multivariate Behavioral Research*, *42*, 509-529.
- Feldt, L.S. (1980). A test of the hypothesis that Cronbach's alpha reliability coefficient is the same for two tests administered to the same sample. *Psychometrika*, *45*, 99-105.
- Feldt, L.S., Woodruff, D. y Salih, F. (1987). Statistical inference for coefficient alpha. *Applied Psychological Measurement*, *11*, 93-103.
- Ferrando, P.J. (2000). Testing the equivalence among different item response formats in personality measurement: A structural equation modeling approach. *Structural Equation Modeling*, *7*, 271-286.
- Francis, L.J., Brown, L.B. y Philipchalk, R. (1992). The development of an abbreviated form of the Revised Eysenck Personality Questionnaire (EPQR-A): Its use among students in England, Canada, the U.S.A. and Australia. *Personality and Individual Differences*, *13*, 443-449.
- Garson, G.D. (s.f.). *Structural Equation Modeling, from Statnotes: Quantitative research in public administration*. Recuperado el 26 de Marzo de 2009, de <http://faculty.chass.ncsu.edu/garson/PA765/structur.htm>
- Gaylord, N., Kitzmann, K. y Coleman, J. (2003). Parents' and children's perceptions of parental behavior: Associations with children's psychosocial adjustment in the classroom. *Parenting: Science and Practice*, *3*, 23-47.
- Geisinger, K.F. (1992). The metamorphosis of test validation. *Educational Psychologist*, *27*, 197-222.
- Gerlsma, C., Arrindell, W.A., van der Veen, N. y Emmelkamp, P.M.G. (1991). A parental rearing style questionnaire for use with adolescents: Psychometric evaluation of the EMBU-A. *Personality and Individual Differences*, *12*, 1245-1253.

- Gerlsma C., Kramer, J.J.A.M., Scholing, A. y Emmelkamp, P.M.G. (1994). The influence of mood on memories of parental rearing practices. *British Journal of Clinical Psychology*, 33, 159-172.
- Goldberg, D.P. y Hillier, V.F. (1979). A scaled version of the General Health Questionnaire. *Psychological Medicine*, 9, 139-145.
- Goldin, P.C. (1969). A review of children's reports of parent behaviors. *Psychological Bulletin*, 71, 222-236.
- Gómez, J. (1996). Aportaciones de los modelos de estructuras de covariancia al análisis psicométrico. En J. Muñiz (Ed.), *Psicometría* (pp. 457-554). Madrid: Universitas.
- Goodman, S., Hoven, C., Narrow, W., Cohen, P., Fielding, B., Alegria, M. et al. (1998). Measurement of risk for mental disorders and competence in a psychiatric epidemiologic community survey: The National Institute of Mental Health Methods for the Epidemiology of Child and Adolescent Mental Disorders (MECA) study. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 33, 162-173.
- Granero, R., Ezpeleta, L., Domènech, J.M. y Osa, N. de la (2008). What single reports from children and parents aggregate to attention deficit-hyperactivity disorder and oppositional defiant disorder diagnoses in epidemiological studies. *European Child and Adolescent Psychiatry*, 17, 352-364.
- Green, S.B. y Yang, Y. (2009). Commentary on coefficient alpha: A cautionary tale. *Psychometrika*, 74, 121-135.
- Guadagnoli, E. y Velicer, W. (1991). A comparison of pattern matching indices. *Multivariate Behavioral Research*, 26, 323-343.
- Gutiérrez, F., Peri, J.M., Torres, X., Caseras, X. y Valdés, M. (2007). Three dimensions of coping and a look at their evolutionary origin. *Journal of Research in Personality*, 41, 1032-1053.
- Halverson, C.F. (1988). Remembering your parents: Reflections on the retrospective method. *Journal of Personality*, 56, 435-443.
- Hambleton, R. (2006). *International Test Commission Guidelines for adapting tests*. Conferencia presentada en la 5th Conference of the International Test Commission, Bruselas. Recuperado el 26 de Julio de 2007, de <http://www.intestcom.org/keynotesb.htm>
- Heider, D., Matschinger, H., Bernert, S., Vilagut, G., Martínez-Alonso, M., Dietrich, S. et al. (2005). Empirical evidence for an invariant three-factor structure of the Parental Bonding Instrument in six European countries. *Psychiatry Research*, 135, 237-247.
- Hollingshead, A.B. (1975). *Four factor index of social status*. New Haven, CT: Unpublished manuscript, Yale University, Department of Sociology.

- Ibáñez, M.I., Ortet, G., Moro, M., Ávila, C. y Parcet, M.A. (1999). Versión reducida del cuestionario revisado de personalidad de Eysenck (EPQ-RA). *Análisis y Modificación de Conducta*, 25, 849-863.
- Jacobson, S., Fasman, J. y DiMascio, A. (1975). Deprivation in the childhood of depressed women. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 160, 5-14.
- Jöreskog, K.G. (1971). Simultaneous factor analysis in several populations. *Psychometrika*, 36, 409-426.
- Jöreskog, K.G. (2003). *Factor analysis by MINRES*. Recuperado el 25 de enero de 2007, de <http://www.ssicentral.com/lisrel/techdocs/minres.pdf>.
- Jöreskog, K.G. y Sörbom, D. (2001). *LISREL versión 8.51*. [Programa para ordenador]. Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- Kitamura, T., Shikai, N., Uji, M., Hiramura, H., Tanaka, N. y Shono, M. (en prensa). Intergenerational transmission of parenting style and personality: Direct influence or mediation? *Journal of Child and Family Studies* (DOI: 10.1007/s10826-009-9256-z).
- Labiris, G., Katsanos, A., Fanariotis, M., Tsirouki, T., Pefkianaki, M., Chatzoulis, D. et al. (2008). *Psychometric properties of the Greek version of the NEI-VFQ 25*. [Versión electrónica]. *BMC Ophthalmology*, 8, 4.
- Laldinpuie, H.K. y Singh, L.N. (2002). Parental rearing styles of Khasi adolescents. *Journal of the Indian Academy of Applied Psychology*, 28, 31-37.
- Laws, G. (1927). Parent-child relationships. *Teachers College Contributions to Education*, 283, pp. vi + 57.
- Lei, M. y Lomax, R.G. (2005). The effect of varying degrees of nonnormality in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 12, 1-27.
- Livianos-Aldana, L. y Rojo-Moreno, L. (1999). On the convergent validity of two parental rearing behaviour scales: EMBU and PBI. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 100, 263-269.
- Livianos-Aldana, L. y Rojo-Moreno, L. (2003). Construct validity of retrospective perception of parental relating scales: EMBU and PBI. *Personality and Individual Differences*, 35, 1707-1718.
- Lundberg, M., Perris, C., Schlette, P. y Adolfsson, R. (2000). Intergenerational transmission of perceived parenting. *Personality and Individual Differences*, 28, 865-877.
- Lung, F.W., Huang, Y.L., Shu, B.C. y Lee, F.Y. (2004). Parental rearing style, premorbid personality, mental health, and quality of life in chronic regional pain: A causal analysis. *Comprehensive Psychiatry*, 45, 206-212.

- Markland, D. (2007). The golden rule is that there are no golden rules: A commentary on Paul Barrett's recommendations for reporting model fit in structural equation modelling. *Personality and Individual Differences*, 42, 851-858.
- Markus, M.T., Lindhout, I.E., Boer, F., Hoogendijk, T.H.G. y Arrindell, W.A. (2003). Factors of perceived parental rearing styles: the EMBU-C examined in a sample of Dutch primary school children. *Personality and Individual Differences*, 34, 503-519.
- Márquez-Caraveo, M.E., Hernández-Guzmán, L., Aguilar-Villalobos, J., Pérez-Barrón, V. y Reyes-Sandoval, M. (2007). Datos psicométricos del EMBU-I "Mis memorias de crianza" como indicador de la percepción de crianza en una muestra de adolescentes de la Ciudad de México. *Salud Mental*, 30, 58-66.
- Marsh, H.W., Hau, K.T., Balla, J.R. y Grayson, D. (1998). Is more ever too much? The number of indicators per factor in confirmatory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 33, 181-220.
- Marsh, H.W., Hau, K.T., y Grayson, D. (2005). Goodness of fit in structural equation models. En A. Maydeu-Olivares y J.J. McArdle (Eds.), *Contemporary psychometrics* (pp. 275-340). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Martínez-Arias, R. (1995). *Psicometría: Teoría de los tests psicológicos y educativos*. Madrid: Síntesis.
- McDonald, R.P. y Ho, M.H.R. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analyses. *Psychological Methods*, 7, 64-82.
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58, 525-543.
- Michaels, G.Y., Messé, L.A. y Stollak, G.E. (1983). Seeing parental behavior through different eyes: Exploring the importance of person perception processes in parents and children. *Genetic Psychology Monographs*, 107, 3-60.
- Miles, J. y Shevlin, M. (2007). A time and a place for incremental fit indices. *Personality and Individual Differences*, 42, 869-874.
- Millsap, R.E. (2007). Structural equation modeling made difficult. *Personality and Individual Differences*, 42, 875-881.
- Moos, R. (1984). *Escalas de clima social: Familia*. Madrid: TEA.
- Muris, P., Bögels, S., Meesters, C., van der Kamp, N. y van Oosten, A. (1996). Parental rearing practices, fearfulness, and problem behaviour in clinically referred children. *Personality and Individual Differences*, 21, 813-818.

- Muris, P., Bosma, H., Meesters, C. y Schouten, E. (1998). Perceived parental rearing behaviours: A confirmatory factor analytic study of the Dutch EMBU for children. *Personality and Individual Differences*, 24, 439-442.
- Muris, P., Meesters, C. y van Brakel, A. (2003). Assessment of anxious rearing behaviors with a modified version of "Egna Minnen Beträffande Uppfostran" Questionnaire for children. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 25, 229-237.
- Muris, P., Meesters, C. y van den Berg, S. (2003). Internalizing and externalizing problems as correlates of self-reported attachment style and perceived parental rearing in normal adolescents. *Journal of Child and Family Studies*, 12, 171-183.
- Nunnally, J.C. y Bernstein, I.J. (1995). *Teoría psicométrica* (3ª ed.). México: McGraw-Hill.
- Ollendick, T.H. (1983). Reliability and validity of the revised Fear Survey Schedule for Children (FSSC-R). *Behaviour Research and Therapy*, 21, 685-692.
- Olsson, U.H., Foss, T., Troye, S.V. y Howell, R.D. (2000). The performance of ML, GLS, and WLS estimation in Structural Equation Modeling under conditions of misspecification and nonnormality. *Structural Equation Modeling*, 7, 557-595.
- Ortet, G., Ibáñez, M., Moro, M., Silva, F. y Boyle, G. (1999). Psychometric appraisal of Eysenck's revised Psychoticism scale: A cross-cultural study. *Personality and Individual Differences*, 27, 1209-1219.
- Osa, N. de la, Ezpeleta, L., Domènech, J.M., Navarro, J.B. y Losilla, J.M. (1996). Fiabilidad entre entrevistadores de la DICA-R. *Psicothema*, 8, 359-368.
- Ownby, R.L. y Murray, J.N. (1982). Dimensions of parental behavior: Results of cluster and factor analysis. *Psychological Reports*, 51, 1045-1046.
- Parker, G., Tupling, H. y Brown, L.B. (1979). A parental bonding instrument. *British Journal of Medical Psychology*, 52, 1-10.
- Pedhazur, E.J. y Pedhazur-Schmelkin, L. (1991). *Measurement, design and analysis: An integrated approach*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Penelo, E., Viladrich, C. y Domènech, J.M. (2007). *Cuestionario de percepción del estilo educativo en adolescentes y en progenitores: ¿es posible una versión corta del EMBU-A y el EMBU-P?* Comunicación oral presentada en el X Congreso de Metodología de las Ciencias Sociales y de la Salud, Barcelona.
- Pereira, A.I.F., Canavarro, C., Cardoso, M.F. y Mendonça, D. (2009). Patterns of parental rearing styles and child behaviour problems among Portuguese school-aged children. *Journal of Child and Family Studies*, 18, 454-464.

- Perris, C. (1988). A theoretical framework for linking the experience of dysfunctional parental rearing attitudes with manifest psychopathology. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 78, 93-109.
- Perris, C. (1994). Linking the experience of dysfunctional parental rearing with psychopathology: A theoretical framework. En C. Perris, W.A. Arrindell & M. Eisemann (Eds.), *Parenting and psychopathology* (pp. 3-32). Chichester: Wiley.
- Perris, C., Jacobsson, L., Lindström, H., von Knorring, L. y Perris, H. (1980). Development of a new inventory for assessing memories of parental rearing behaviour. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 61, 265-274.
- Pilowsky, I., Levine, S. y Boulton, D.M. (1969). The classification of depression by numerical taxonomy. *British Journal of Psychiatry*, 115, 937-945.
- Pousette, A. y Jacobsson, C. (1999). Consequences of feedback environment in human service organizations. *Göteborg Psychological Reports*, 29, No. 7. Recuperado el 12 de Febrero de 2009, de <http://www.psy.gu.se/download/gpr997.pdf>
- Raskin, A. (1971). Factor analyses of normal and depressed patients' memories of parental behavior. *Psychological Reports*, 29, 871-879.
- Reich, W. (2000). Diagnostic Interview for Children and Adolescents (DICA). *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 39, 59-66.
- Renson, G.J., Schaefer, E.S. y Levy, B.I. (1968). Cross-national validity of a spherical conceptual model for parent behavior. *Child Development*, 39, 1229-1235.
- Revelle, W. y Zinbarg, R.E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega, and the glb: Comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74, 145-154.
- Roe, A. (1957). Early determinants of vocational choice. *Journal of Counselling Psychology*, 4, 212-217.
- Roe, A. y Siegelman, M. (1963). A parent-child relations questionnaire. *Child Development*, 34, 355-369.
- Roelofs, J., Meesters, C., ter Huurne, M., Bamelis, L. y Muris, P. (2006). On the links between attachment style, parental rearing behaviors, and internalizing and externalizing problems in non-clinical children. *Journal of Child and Family Studies*, 15, 331-344.
- Rojo-Moreno, L., Livianos-Aldana, L., Conesa-Burguet, L. y Cava, G. (2006). Dysfunctional rearing in community and clinic based populations with eating problems: Prevalence and mediating role of psychiatric morbidity. *European Eating Disorders Review*, 14, 32-42.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

- Ross, M.W., Campbell, R.L. y Clayer, J.R. (1982). New inventory for measurement of parental rearing patterns: An English form of the EMBU. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 66, 499-507.
- Ross, M.W., Clayer, J.R. y Campbell, R.L. (1983). Dimensions of child-rearing practices: Factor structure of the EMBU. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 68, 476-483.
- Salbach-Andrae, H., Klinkowski, N., Lenz, K. y Lehmkuhl, U. (2009). Agreement between youth-reported and parent-reported psychopathology in a referred sample. *European Child and Adolescent Psychiatry*, 18, 136-143.
- Schaefer, E.S. (1965). Children's reports of parental behavior: An inventory. *Child Development*, 36, 413-424.
- Schaefer, E.S. y Bell, R.Q. (1958). Development of a Parental Attitude Research Instrument. *Child Development*, 29, 339-361.
- Schafer, J. y Graham, J. (2002). Missing data: Our view of the state of the art. *Psychological Methods*, 7, 147-177.
- Schumacher, J., Eisemann, M. y Brähler, E. (1999). Rückblick auf die Eltern: Der Fragebogen zum erinnerten elterlichen Erziehungsverhalten (FEE). *Diagnostica*, 45, 194-204.
- Schumacher, J., Hinz, A. y Brähler, E. (2002). Zur Validität retrospektiver Datenerhebungen: Das elterliche Erziehungsverhalten in der Erinnerung junger Erwachsener und ihrer Eltern im Vergleich. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 23, 459-474.
- Sears, R.R., Maccoby, E.E. y Levin, H. (1957). *Patterns of child rearing*. Evanston, Ill: Row, Peterson.
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74, 107-120.
- Someya T., Uehara, T., Kadowaki, M., Sakado, K., Reist, C., Tang, S.W. et al. (1999). Factor analysis of the EMBU scale in a large sample of Japanese volunteers. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 100, 252-257.
- Spence, S. (1998). A measure of anxiety symptoms among children. *Behaviour Research and Therapy*, 36, 545-566.
- Spielberger, C.D., Edwards, C.D., Lushene, R.E., Montuori, J. y Platzek, D. (1973). *The State-Trait Anxiety Inventory for Children (preliminary manual)*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- SPSS Inc. (2006). *SPSS versión 15*. [Programa de ordenador]. Chicago, IL: SPSS, Inc.

- Steiger, J.H. y Lind, J.C. (1980). *Statistically-based tests for the number of factors*. Comunicación presentada en the Annual Spring Meeting of the Psychometric Society. Iowa City, Iowa.
- Stogdill, R. (1936). Experiments in the measurement of attitudes toward children: 1899-1935. *Child Development*, 7, 31-36.
- Streiner, D.L. y Norman, G.R. (2003). *Health measurement scales: A practical guide to their development and use*. New York: Oxford University Press.
- Tanaka, J. y Huba, G. (1985). A fit index for covariance structure models under arbitrary GLS estimation. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38, 197-201.
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications*. Washington, D.C.: American Psychological Association.
- Tucker, L.R. (1951). *A method for synthesis of factor analysis studies*. Personnel Research Section Report, 984. Washington, DC: Department of the Army.
- van de Vijver, F.J.R. (2006). *Toward the next generation of instruments in cross-cultural testing: Recent developments in translations and adaptations*. Conferencia inaugural de la 5th Conference of the International Test Commission, Bruselas. Recuperado el 26 de Julio de 2007, de <http://www.intestcom.org/keynotesb.htm>
- van der Meer, M., Dixon, A. y Rose D. (2008). Parent and child agreement on reports of problem behaviour obtained from a screening questionnaire, the SDQ. *European Child and Adolescent Psychiatry*, 17, 491-497.
- Van Prooijen, J.W. y Van der Kloot, W.A. (2001). Confirmatory analysis of exploratively obtained factor structures. *Educational and Psychological Measurement*, 61, 777-792.
- van Widenfelt, B.M., Treffers, P.D.A., de Beurs, E., Siebelink, B.M. y Koudijs, E. (2005). Translation and cross-cultural adaptation of assessment instruments used in psychological research with children and families. *Clinical Child and Family Psychology Review*, 8, 135-147.
- Vandenberg, R. y Lance, C. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3, 4-69.
- Viladrich, M.C., Doval, E., Prat, R. y Vall-Ilovera, M. (1999). *Psicometría. Metodología para la construcción de instrumentos de evaluación psicológica*. Terrassa: Cardellach.

- Ware, J.E.Jr. y Gandek, B. for the IQOLA Project Group (1998). Methods for testing data quality, scaling assumptions, and reliability: The IQOLA Project approach. *Journal of Clinical Epidemiology* 51, 945-952.
- Winefield, H.R., Goldney, R.D., Tiggemann, M. y Winefield, A.H. (1989). Reported parental rearing patterns and psychological adjustment: A short form of the EMBU. *Personality and Individual Differences*, 10, 459-465.
- Zhang, J., Ling, H. y Zhou, F. (2008). Correlation study between symptomatic level of personality disorders and parental rearing behavior of college students. *Chinese Journal of Clinical Psychology*, 16, 519-521.
- Zuckerman, M., Ribback, B.B., Monashkin, I. y Norton, J.A.J. (1958). Normative data and factor analysis on the Parental Attitude Research Instrument. *Journal of Consulting Psychology*, 22, 165-171.
- Zumbo, B.D., Sireci, S.G. y Hambleton, R.K. (2003). *Re-Visiting exploratory methods for construct comparability: Is there something to be gained from the ways of old?* Comunicación presentada en el Symposium Construct Comparability Research: Methodological Issues and Results, Chicago. Recuperado el 4 de Febrero de 2007, de http://educ.ubc.ca/faculty/zumbo/aera/papers/Zumbo_Sireci_Hambleton_April_19.pdf

ANEXOS

Anexo A: Ejemplo de la configuración de uno de los modelos de estructura interna del cuestionario EMBU-C y del cuestionario EMBU-A evaluado mediante análisis factorial confirmatorio

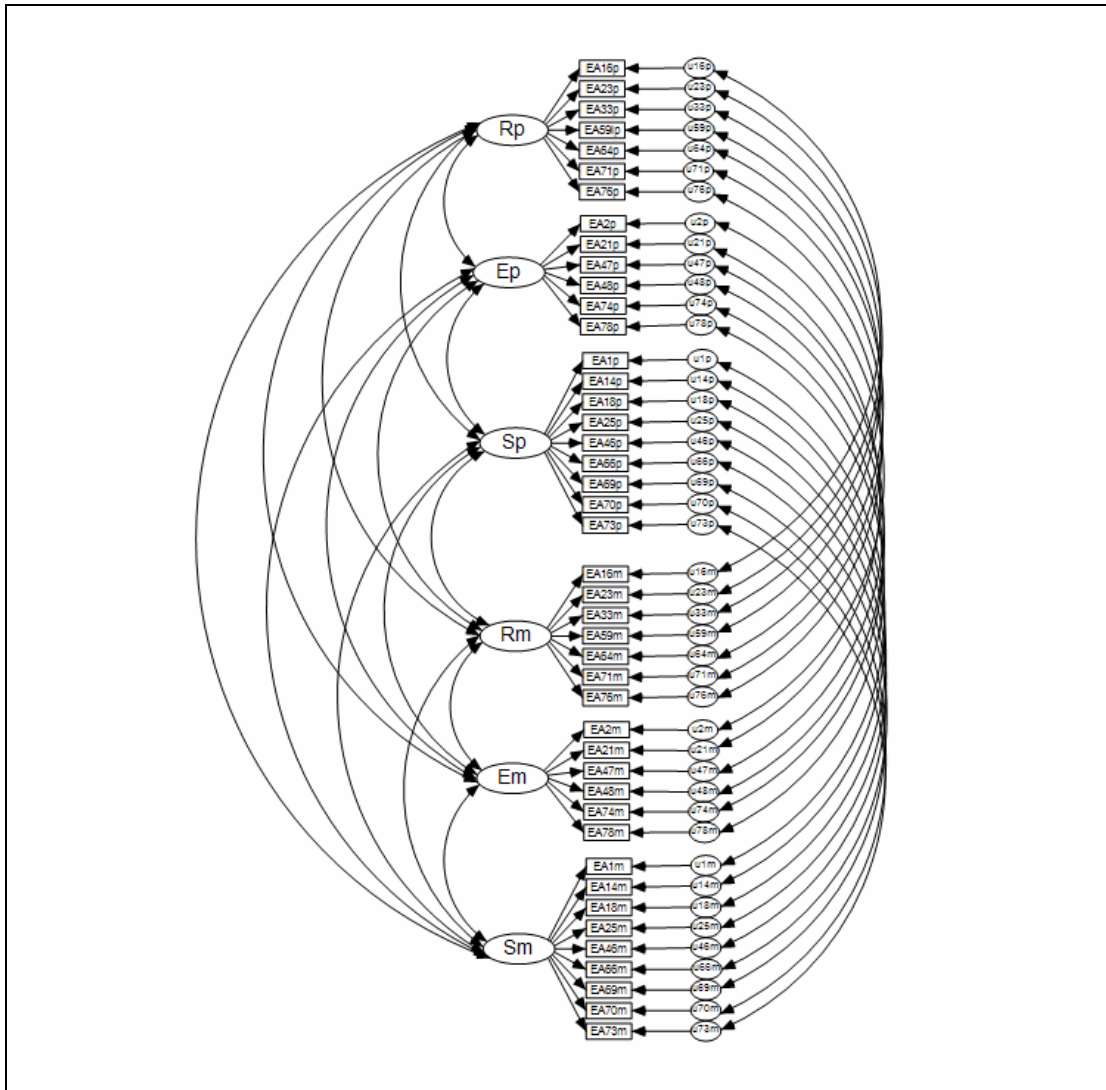


Figura I: Configuración del modelo para evaluar equivalencia entre grupos de respuestas relacionadas

Nota: R: Rechazo; E: Calidez Emocional, S: Sobreprotección; p: padre; m: madre

Las dos flechas unidireccionales que recibe cada rectángulo (ítem) indican la influencia simultánea que recibe cada variable observable: por parte de la puntuación verdadera (variable latente representada por una elipse) y por parte del error de medida (unicidad representada por una elipse). Las flechas bidireccionales indican que las variables latentes (factores) pueden correlacionar entre sí (izquierda) y que los errores de medición (unicidades) entre ítems análogos pueden correlacionar entre sí (derecha).

Anexo B: Ejemplo de la configuración de uno de los modelos del cuestionario EMBU-P evaluado mediante análisis factorial confirmatorio multimuestra

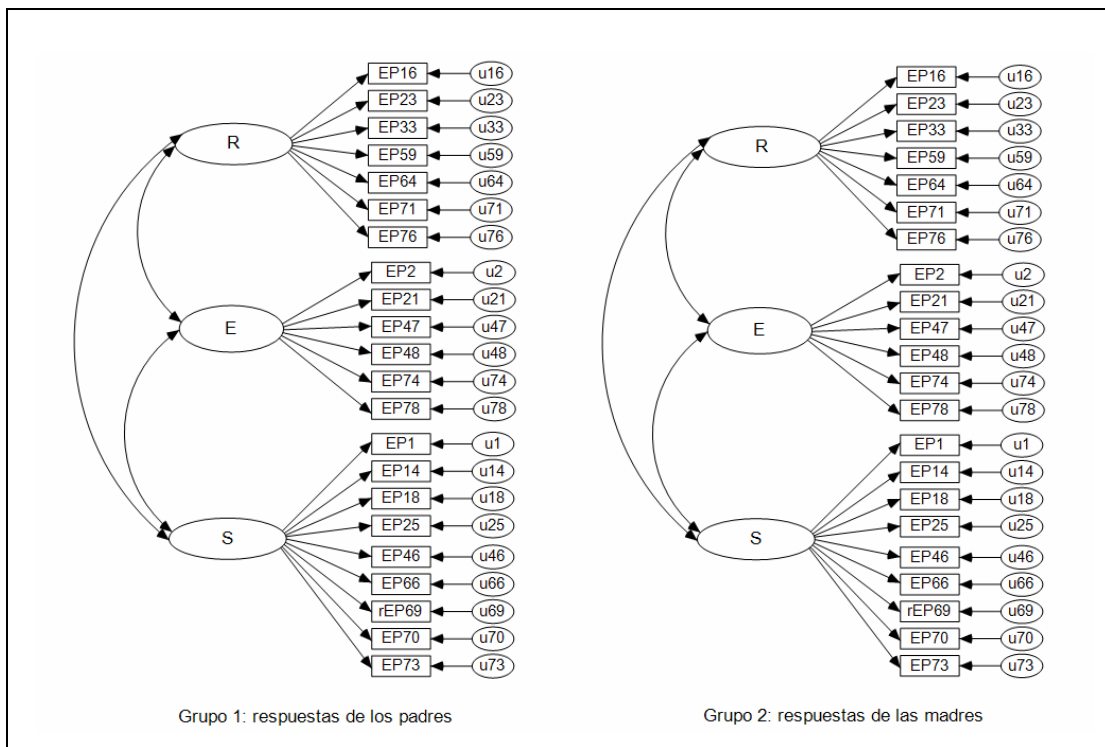


Figura II: Configuración del modelo para evaluar equivalencia multimuestra

Nota: R: Rechazo; E: Calidez Emocional, S: Sobreprotección

Anexo C: Parámetros del modelo final de 34 ítems y 3 factores del EMBU-C

Tabla I: Parámetros del modelo de medida (cargas factoriales y unicidades) del modelo final del EMBU-C

	cargas factoriales				unicidades				s/est	est
	s/est		est		variancias		covariancias			
	p	m	p	m	p	m				
EC16 <--- R	1.00	1.00	0.46	0.43	0.36	0.49	u16p <--> u16m	0.32	0.75	
EC17 <--- R	1.26	1.26	0.59	0.61	0.29	0.31	u17p <--> u17m	0.25	0.85	
EC33 <--- R	2.03	2.03	0.67	0.73	0.49	0.41	u33p <--> u33m	0.32	0.71	
EC34 <--- R	1.07	1.07	0.36	0.40	0.72	0.68	u34p <--> u34m	0.55	0.78	
EC44 <--- R	1.60	1.60	0.60	0.64	0.44	0.42	u44p <--> u44m	0.30	0.71	
EC57 <--- R	1.36	1.36	0.41	0.46	0.87	0.76	u57p <--> u57m	0.68	0.83	
EC59 <--- R	1.38	1.38	0.56	0.56	0.39	0.47	u59p <--> u59m	0.29	0.67	
EC61 <--- R	1.84	1.84	0.62	0.63	0.52	0.57	u61p <--> u61m	0.41	0.76	
EC65 <--- R	0.71	0.71	0.55	0.51	0.11	0.16	u65p <--> u65m	0.06	0.45	
EC76 <--- R	1.17	1.17	0.50	0.50	0.39	0.45	u76p <--> u76m	0.30	0.73	
EC2 <--- E	1.00	1.00	0.67	0.69	0.56	0.41	u2p <--> u2m	0.29	0.61	
EC13 <--- E	0.82	0.82	0.50	0.50	0.92	0.76	u13p <--> u13m	0.57	0.69	
EC21 <--- E	1.02	1.02	0.68	0.68	0.56	0.45	u21p <--> u21m	0.38	0.77	
EC32 <--- E	0.93	0.93	0.60	0.57	0.69	0.64	u32p <--> u32m	0.42	0.62	
EC39 <--- E	0.99	0.99	0.68	0.66	0.51	0.48	u39p <--> u39m	0.40	0.81	
EC40 <--- E	0.80	0.80	0.53	0.49	0.75	0.76	u40p <--> u40m	0.57	0.75	
EC41 <--- E	1.01	1.01	0.66	0.64	0.60	0.54	u41p <--> u41m	0.38	0.67	
EC43 <--- E	0.67	0.67	0.56	0.55	0.45	0.38	u43p <--> u43m	0.32	0.78	
EC47 <--- E	0.94	0.94	0.61	0.57	0.67	0.66	u47p <--> u47m	0.48	0.71	
EC48 <--- E	0.75	0.75	0.50	0.46	0.75	0.77	u48p <--> u48m	0.60	0.79	
EC54 <--- E	1.20	1.20	0.78	0.75	0.41	0.42	u54p <--> u54m	0.23	0.55	
EC62 <--- E	0.89	0.89	0.63	0.60	0.54	0.51	u62p <--> u62m	0.40	0.77	
EC67 <--- E	0.94	0.94	0.63	0.57	0.62	0.68	u67p <--> u67m	0.46	0.71	
EC74 <--- E	0.68	0.68	0.58	0.53	0.41	0.45	u74p <--> u74m	0.36	0.84	
EC81 <--- E	1.02	1.02	0.64	0.60	0.70	0.69	u81p <--> u81m	0.51	0.73	
EC14 <--- C	0.76	0.76	0.26	0.22	0.87	1.20	u14p <--> u14m	0.58	0.57	
EC18 <--- C	0.61	0.61	0.19	0.19	1.09	1.09	u18p <--> u18m	0.88	0.81	
EC20 <--- C	2.13	2.13	0.66	0.67	0.81	0.73	u20p <--> u20m	0.62	0.81	
EC25 <--- C	1.00	1.00	0.37	0.36	0.66	0.73	u25p <--> u25m	0.56	0.80	
EC42 <--- C	1.31	1.31	0.37	0.36	1.14	1.27	u42p <--> u42m	0.95	0.79	
EC45 <--- C	0.82	0.82	0.40	0.40	0.38	0.40	u45p <--> u45m	0.24	0.62	
EC46 <--- C	1.33	1.33	0.44	0.41	0.81	0.93	u46p <--> u46m	0.61	0.70	
EC50 <--- C	0.01	0.01	0.01	0.01	0.73	0.79	u50p <--> u50m	0.68	0.90	
EC51 <--- C	0.76	0.40	0.23	0.13	1.08	1.08	u51p <--> u51m	0.98	0.91	
EC20 <--- R	-1.62	-1.62	-0.47	-0.52						

Nota: R: Rechazo; E: Calidez Emocional, C: Control; p: padre; m: madre; s/est: sin estandarizar; est: estandarizadas
 En negrita: cargas factoriales no equivalentes; en gris: cargas factoriales estadísticamente no significativas (p>0.05)

Tabla II: Covariancias y variancias factoriales del modelo final del EMBU-C

	covariancias			
	s/est		est	
	p	m	p	m
R <--> E	-0.14	-0.14	-0.65	-0.67
R <--> C	0.06	0.06	0.62	0.57
Rp <--> Em / Rm <--> Ep	-0.10	-0.10	-0.54	-0.45
Rp <--> Cm / Rm <--> Cp	0.04	0.04	0.43	0.40
Rp <--> Rm		0.08		0.75
Ep <--> Em		0.32		0.79
Cp <--> Cm		0.07		0.68
	variancias			
	p	m		
R	0.10	0.11		
E	0.45	0.37		
C	0.11	0.11		

Nota: R: Rechazo; E: Calidez Emocional; C: Control; p: padre; m: madre; s/est: sin estandarizar; est: estandarizadas

Anexo D: Análisis de los ítems del EMBU-C con índices clásicos de discriminación

Tabla III: Correlación ítem-total e índice de discriminación de los ítems del EMBU-C, separado para las respuestas sobre cada progenitor

ítem	Correlación ítem-total (corregida)						Índice de discriminación	
	padre			madre			33% sup. - 33% inf.	
	R	E	C	R	C	E	padre	madre
R16	0.32	-0.26*	0.01	0.41	-0.33*	0.17	0.59	0.53
R17	0.49	-0.29	0.08	0.62	-0.42	0.14	0.62	0.58
R33	0.68	-0.39	0.20	0.71	-0.51	0.22	1.58	1.38
R34	0.25	-0.30**	0.05	0.43	-0.34*	0.12	0.85	0.92
R44	0.48	-0.47*	0.14	0.56	-0.42*	0.22	0.88	0.77
R57	0.29	-0.11	0.27*	0.39	-0.19	0.34*	1.11	1.00
R59	0.35	-0.33*	0.20	0.49	-0.46*	0.28	0.71	0.62
R61	0.51	-0.23	0.31	0.55	-0.32	0.36	1.31	1.10
R65	0.40	-0.30*	0.08	0.43	-0.39*	0.09	0.26	0.26
R76	0.28	-0.13	0.06	0.47	-0.36*	0.17	0.55	0.45
promedio escala R	0.40	-0.28	0.14	0.51	-0.37	0.21	0.85	0.76
E2	-0.26	0.61	0.18	-0.30	0.66	0.05	1.41	0.94
E13	-0.34*	0.38	0.12	-0.32*	0.44	0.03	1.08	0.79
E21	-0.30	0.58	0.23	-0.47	0.64	0.10	1.23	1.05
E32	-0.29	0.59	0.15	-0.31	0.49	0.02	1.39	0.88
E39	-0.40	0.68	0.01	-0.49	0.69	-0.15	1.68	1.44
E40	-0.30	0.48	0.01	-0.28	0.43	-0.06	1.27	0.89
E41	-0.44	0.61	0.04	-0.54*	0.59	-0.14	1.54	1.15
E43	-0.30	0.53	0.09	-0.42	0.60	-0.04	0.70	0.75
E47	-0.23	0.56	0.30	-0.32	0.56	0.14	1.41	1.10
E48	-0.19	0.42	0.20	-0.26	0.41	0.08	1.14	0.95
E54	-0.31	0.78	0.23	-0.35	0.67	0.07	1.98	1.47
E62	-0.53*	0.62	0.08	-0.54*	0.62	-0.07	1.26	1.27
E67	-0.31	0.63	0.06	-0.27	0.49	-0.07	1.66	1.21
E74	-0.42*	0.46	0.05	-0.47*	0.51	-0.09	0.60	0.59
E81	-0.20	0.56	0.12	-0.26	0.53	0.03	1.49	0.99
promedio escala E	-0.32	0.57	0.12	-0.37	0.56	-0.01	1.32	1.03
C14	0.26**	-0.08*	0.16	0.23*	-0.10*	0.25	0.81	0.64
C18	0.13**	-0.10**	0.07	0.24**	-0.19**	0.16	0.92	0.66
C20	-0.13	0.36**	0.31	-0.12*	0.35**	0.20	1.32	0.97
C25	0.30**	-0.10	0.25	0.37**	-0.21*	0.27	0.83	0.99
C42	0.05	0.21*	0.25	0.12	0.06	0.27	1.34	0.91
C45	0.26**	0.02	0.21	0.31**	-0.12	0.29	0.55	0.37
C46	0.09	0.19*	0.29	0.09	0.09	0.29	1.13	0.69
C50	0.08*	0.08*	0.13	0.10*	0.02*	0.14	0.56	0.59
C51	0.16**	0.12*	0.15	0.16*	0.02	0.20	0.94	1.13
promedio escala C	0.13	0.08	0.20	0.17	-0.01	0.23	0.93	0.77

R: Rechazo; E: Calidez Emocional; C: Control; En cursiva: correlación corregida.

* diferencia entre correlación ítem-propia escala y correlación ítem-otra escala menor a 2 errores estándar

** correlación ítem-otra escala mayor a correlación ítem-propia escala

Nota: Teniendo en cuenta el tamaño de la muestra (n=174), el criterio adoptado corresponde a $2EE=2*(1/\sqrt{174})=0.152\approx 0.15$.

Anexo E: Parámetros del modelo final de 22 ítems y 3 factores del S-EMBU-A

Tabla IV: Parámetros del modelo de medida (cargas factoriales y unicidades) del modelo final del S-EMBU-A

	cargas factoriales				unicidades				s/est	est
	s/est		est		variancias		covariancias			
	p	m	p	m	p	m				
EA16 <--- R	1.00	1.00	0.34	0.33	0.61	0.62	u16p <--> u16m	0.39	0.63	
EA23 <--- R	1.35	1.35	0.59	0.59	0.27	0.25	u23p <--> u23m	0.14	0.54	
EA33 <--- R	1.58	1.58	0.64	0.59	0.30	0.35	u33p <--> u33m	0.23	0.72	
EA59 <--- R	1.84	1.84	0.65	0.68	0.36	0.29	u59p <--> u59m	0.18	0.54	
EA64 <--- R	1.90	1.90	0.74	0.73	0.24	0.23	u64p <--> u64m	0.12	0.51	
EA71 <--- R	1.93	1.93	0.73	0.68	0.26	0.31	u71p <--> u71m	0.11	0.40	
EA76 <--- R	1.31	1.31	0.57	0.55	0.29	0.29	u76p <--> u76m	0.18	0.61	
EA2 <--- E	1.00	1.00	0.71	0.70	0.43	0.40	u2p <--> u2m	0.26	0.63	
EA21 <--- E	1.20	1.20	0.75	0.74	0.49	0.46	u21p <--> u21m	0.29	0.61	
EA47 <--- E	0.84	0.84	0.53	0.49	0.79	0.88	u47p <--> u47m	0.62	0.74	
EA48 <--- E	0.71	0.71	0.56	0.51	0.47	0.55	u48p <--> u48m	0.39	0.75	
EA74 <--- E	1.21	1.21	0.76	0.76	0.46	0.41	u74p <--> u74m	0.29	0.66	
EA78 <--- E	1.00	1.00	0.62	0.64	0.69	0.56	u78p <--> u78m	0.46	0.74	
EA1 <--- S	1.00	1.00	0.54	0.57	0.45	0.43	u1p <--> u1m	0.18	0.41	
EA14 <--- S	0.86	0.86	0.45	0.43	0.56	0.69	u14p <--> u14m	0.27	0.44	
EA18 <--- S	1.18	1.18	0.54	0.57	0.66	0.60	u18p <--> u18m	0.46	0.73	
EA25 <--- S	0.45	0.45	0.22	0.22	0.74	0.81	u25p <--> u25m	0.53	0.69	
EA46 <--- S	1.25	1.25	0.56	0.55	0.65	0.76	u46p <--> u46m	0.45	0.63	
EA66 <--- S	1.02	1.02	0.47	0.49	0.68	0.70	u66p <--> u66m	0.53	0.77	
EA69 <--- S	0.82	0.82	0.38	0.39	0.74	0.77	u69p <--> u69m	0.58	0.76	
EA70 <--- S	1.12	1.12	0.56	0.58	0.53	0.53	u70p <--> u70m	0.37	0.70	
EA73 <--- S	1.07	1.07	0.50	0.48	0.65	0.81	u73p <--> u73m	0.43	0.60	

Nota: R: Rechazo; E: Calidez Emocional, S: Sobreprotección; p: padre; m: madre; s/est: sin estandarizar; est: estandarizadas

Tabla V: Covariancias y variancias factoriales del modelo final del S-EMBU-A

	covariancias			
	s/est		est	
	p	m	p	m
R <--> E	-0.09	-0.09	-0.48	-0.53
R <--> S	0.08	0.08	0.64	0.63
E <--> S	-0.08	-0.08	-0.27	-0.28
Rp <--> Em / Rm <--> Ep	-0.05	-0.05	-0.27	-0.27
Rp <--> Sm / Rm <--> Sp	0.05	0.05	0.36	0.39
Ep <--> Sm / Em <--> Sp	-0.07	-0.07	-0.24	-0.27
Rp <--> Rm		0.04		0.56
Ep <--> Em		0.26		0.64
Sp <--> Sm		0.12		0.61
	variancias			
	p		m	
R	0.10	0.11		
E	0.45	0.37		
S	0.11	0.11		

Nota: R: Rechazo; E: Calidez Emocional, S: Sobreprotección; p: padre; m: madre; s/est: sin estandarizar; est: estandarizadas

Anexo F: Análisis de los ítems del S-EMBU-A con índices clásicos de discriminación

Tabla VI: Correlación ítem-total e índice de discriminación de los ítems del S-EMBU-A, separado para las respuestas sobre cada progenitor

ítem	Correlación ítem-total (corregida)						Índice de discriminación	
	padre			madre			33% sup. - 33% inf.	
	R	E	S	R	E	S	padre	madre
R16	<i>0.36</i>	<i>-0.32*</i>	<i>0.23</i>	<i>0.25</i>	<i>-0.28**</i>	<i>0.22*</i>	1.08	1.02
R23	<i>0.52</i>	<i>-0.21</i>	<i>0.34</i>	<i>0.51</i>	<i>-0.26</i>	<i>0.26</i>	0.69	0.69
R33	<i>0.61</i>	<i>-0.44</i>	<i>0.32</i>	<i>0.50</i>	<i>-0.33</i>	<i>0.31</i>	1.00	0.93
R59	<i>0.58</i>	<i>-0.36</i>	<i>0.29</i>	<i>0.57</i>	<i>-0.29</i>	<i>0.33</i>	1.14	1.00
R64	<i>0.66</i>	<i>-0.27</i>	<i>0.42</i>	<i>0.57</i>	<i>-0.26</i>	<i>0.35</i>	1.07	0.90
R71	<i>0.63</i>	<i>-0.34</i>	<i>0.42</i>	<i>0.53</i>	<i>-0.34</i>	<i>0.38</i>	1.16	1.07
R76	<i>0.58</i>	<i>-0.24</i>	<i>0.37</i>	<i>0.52</i>	<i>-0.25</i>	<i>0.28</i>	1.00	0.88
promedio escala R	<i>0.56</i>	<i>-0.31</i>	<i>0.34</i>	<i>0.49</i>	<i>-0.29</i>	<i>0.31</i>	1.02	0.93
E2	<i>-0.30</i>	<i>0.67</i>	<i>-0.04</i>	<i>-0.30</i>	<i>0.59</i>	<i>-0.13</i>	1.68	1.20
E21	<i>-0.38</i>	<i>0.66</i>	<i>-0.15</i>	<i>-0.37</i>	<i>0.63</i>	<i>-0.12</i>	1.90	1.53
E47	<i>-0.29</i>	<i>0.50</i>	<i>-0.05</i>	<i>-0.25</i>	<i>0.48</i>	<i>-0.06</i>	1.66	1.56
E48	<i>-0.33</i>	<i>0.51</i>	<i>-0.17</i>	<i>-0.23</i>	<i>0.43</i>	<i>-0.16</i>	1.13	1.16
E74	<i>-0.37</i>	<i>0.66</i>	<i>-0.14</i>	<i>-0.42</i>	<i>0.62</i>	<i>-0.21</i>	1.84	1.60
E78	<i>-0.32</i>	<i>0.56</i>	<i>-0.07</i>	<i>-0.31</i>	<i>0.56</i>	<i>-0.17</i>	1.58	1.37
promedio escala E	<i>-0.33</i>	<i>0.59</i>	<i>-0.11</i>	<i>-0.31</i>	<i>0.55</i>	<i>-0.14</i>	1.63	1.40
S1	<i>0.52**</i>	<i>-0.39*</i>	<i>0.43</i>	<i>0.42*</i>	<i>-0.34*</i>	<i>0.42</i>	1.10	1.04
S14	<i>0.26*</i>	<i>-0.10</i>	<i>0.36</i>	<i>0.27*</i>	<i>-0.12</i>	<i>0.34</i>	0.87	0.97
S18	<i>0.23</i>	<i>-0.15</i>	<i>0.49</i>	<i>0.27</i>	<i>-0.17</i>	<i>0.52</i>	1.48	1.41
S25	<i>0.14*</i>	<i>0.10</i>	<i>0.23</i>	<i>0.30*</i>	<i>0.05</i>	<i>0.30</i>	0.84	1.00
S46	<i>0.26</i>	<i>0.10</i>	<i>0.45</i>	<i>0.18</i>	<i>0.06</i>	<i>0.41</i>	1.19	1.26
S66	<i>0.42**</i>	<i>-0.22</i>	<i>0.41</i>	<i>0.29*</i>	<i>-0.21</i>	<i>0.39</i>	1.34	1.22
S69	<i>0.06</i>	<i>-0.03</i>	<i>0.32</i>	<i>0.04</i>	<i>-0.13</i>	<i>0.25</i>	0.99	0.86
S70	<i>0.43*</i>	<i>-0.15</i>	<i>0.48</i>	<i>0.37*</i>	<i>-0.19</i>	<i>0.49</i>	1.30	1.12
S73	<i>0.18</i>	<i>0.08</i>	<i>0.46</i>	<i>0.26</i>	<i>0.00</i>	<i>0.49</i>	1.22	1.42
promedio escala S	<i>0.28</i>	<i>-0.08</i>	<i>0.40</i>	<i>0.27</i>	<i>-0.12</i>	<i>0.40</i>	1.15	1.15

R: Rechazo; E: Calidez Emocional; S: Sobreprotección; En cursiva: correlación corregida

* diferencia entre correlación ítem-propia escala y correlación ítem-otra escala menor a 2 errores estándar

** correlación ítem-otra escala mayor a correlación ítem-propia escala

Nota: Teniendo en cuenta el tamaño de la muestra (n=284), en este caso el valor criterio corresponde a $2EE=2*(1/\sqrt{284})=0.119\approx 0.12$.

Anexo G: Parámetros del modelo final de 22 ítems y 3 factores del S-EMBU-P

Tabla VII: Parámetros del modelo de medida (cargas factoriales y unicidades) del modelo final del S-EMBU-P

	cargas factoriales				unicidades	
	s/est		est		variancias	
	p	m	p	m	p	m
EP16 <--- R	0.24	0.04	0.32	0.04	0.05	0.06
EP23 <--- R	0.32	0.32	0.26	0.32	0.12	0.08
EP33 <--- R	0.65	0.65	0.51	0.47	0.11	0.13
EP59 <--- R	0.94	0.94	0.55	0.56	0.18	0.17
EP64 <--- R	0.64	0.64	0.47	0.50	0.13	0.10
EP71 <--- R	1.00	1.00	0.65	0.66	0.12	0.11
EP76 <--- R	0.39	0.39	0.26	0.31	0.19	0.12
EP2 <--- E	1.00	1.00	0.75	0.66	0.29	0.34
EP21 <--- E	0.84	0.84	0.64	0.62	0.38	0.29
EP47 <--- E	0.75	0.75	0.51	0.49	0.61	0.49
EP48 <--- E	0.80	0.80	0.60	0.53	0.44	0.44
EP74 <--- E	0.98	0.98	0.72	0.68	0.34	0.30
EP78 <--- E	0.45	0.45	0.41	0.41	0.38	0.27
EP1 <--- S	0.55	0.55	0.42	0.41	0.23	0.25
EP14 <--- S	0.67	0.67	0.34	0.33	0.53	0.58
EP18 <--- S	0.78	0.78	0.45	0.45	0.38	0.38
EP25 <--- S	0.77	0.77	0.49	0.44	0.31	0.39
EP46 <--- S	0.46	0.46	0.23	0.20	0.59	0.77
EP66 <--- S	0.58	0.58	0.32	0.31	0.45	0.49
EP69 <--- S	0.28	0.28	0.13	0.13	0.75	0.80
EP70 <--- S	0.77	0.77	0.40	0.37	0.50	0.61
EP73 <--- S	1.00	1.00	0.41	0.41	0.80	0.81

Nota: R: Rechazo; E: Calidez Emocional, S: Sobreprotección; p: padre; m: madre; s/est: sin estandarizar; est: estandarizadas
 En negrita: cargas factoriales no equivalentes; en gris: cargas factoriales estadísticamente no significativas ($p>0.05$)

Tabla VIII: Covariancias y variancias factoriales del modelo final del S-EMBU-P

	covariancias			
	s/est		est	
	p	m	p	m
R <--> E	-0.08	-0.08	-0.43	-0.53
R <--> S	0.07	0.07	0.55	0.56
E <--> S	0.00	-0.03	0.00	-0.16
	variancias			
	p	m		
R	0.09	0.09		
E	0.38	0.26		
S	0.16	0.16		

Nota: R: Rechazo; E: Calidez Emocional, S: Sobreprotección; p: padre; m: madre; s/est: sin estandarizar; est: estandarizadas
 En negrita: covariancias factoriales no equivalentes; en gris: covariancias factoriales estadísticamente no significativas ($p>0.05$)

Anexo H: Parámetros del modelo final de 52 ítems y 4 factores del EMBU-P

Tabla IX: Parámetros del modelo de medida (cargas factoriales y unicidades) del modelo final del EMBU-P

	cargas factoriales				unicidades	
	s/est		est		variancias	
	p	m	p	m	p	m
EP6 <--- R	0.70	0.70	0.47	0.42	0.24	0.26
EP12 <--- R	0.87	0.87	0.56	0.51	0.23	0.25
EP17 <--- R	0.34	0.34	0.38	0.38	0.09	0.08
EP19 <--- R	0.72	0.72	0.52	0.46	0.19	0.22
EP23 <--- R	0.27	0.27	0.28	0.31	0.11	0.08
EP28 <--- R	0.74	0.74	0.55	0.48	0.18	0.21
EP44 <--- R	0.68	0.68	0.36	0.36	0.43	0.34
EP61 <--- R	0.58	0.58	0.43	0.41	0.21	0.19
EP63 <--- R	1.00	1.00	0.61	0.62	0.23	0.18
EP64 <--- R	0.57	0.57	0.52	0.52	0.12	0.10
EP65 <--- R	0.13	0.13	0.27	0.19	0.03	0.05
EP68 <--- R	0.63	0.63	0.46	0.43	0.21	0.20
EP71 <--- R	0.74	0.74	0.60	0.56	0.14	0.14
EP2 <--- E	0.88	0.88	0.69	0.63	0.35	0.36
EP13 <--- E	0.55	0.55	0.37	0.34	0.81	0.72
EP21 <--- E	0.81	0.81	0.66	0.65	0.36	0.28
EP22 <--- E	0.33	0.10	0.41	0.18	0.22	0.09
EP31 <--- E	0.45	0.16	0.42	0.14	0.41	0.40
EP32 <--- E	0.85	0.85	0.61	0.54	0.53	0.53
EP39 <--- E	1.00	1.00	0.73	0.67	0.38	0.38
EP41 <--- E	0.59	0.59	0.48	0.41	0.51	0.52
EP43 <--- E	0.50	0.50	0.49	0.42	0.35	0.35
EP47 <--- E	0.75	0.75	0.55	0.51	0.56	0.48
EP48 <--- E	0.79	0.79	0.63	0.56	0.40	0.42
EP54 <--- E	0.91	0.91	0.61	0.58	0.60	0.51
EP60 <--- E	0.63	0.32	0.46	0.26	0.62	0.44
EP67 <--- E	0.70	0.70	0.50	0.43	0.63	0.65
EP74 <--- E	0.90	0.90	0.69	0.67	0.39	0.30
EP78 <--- E	0.44	0.44	0.43	0.43	0.36	0.26
EP81 <--- E	1.00	1.00	0.70	0.68	0.45	0.35
EP7 <--- S	0.47	0.47	0.25	0.24	1.04	1.03
EP9 <--- S	0.64	0.64	0.51	0.52	0.37	0.33
EP14 <--- S	0.47	0.47	0.33	0.31	0.54	0.59
EP18 <--- S	0.32	0.32	0.26	0.25	0.45	0.45
EP20 <--- S	0.17	0.17	0.09	0.09	1.21	1.07
EP24 <--- S	0.61	0.61	0.45	0.43	0.45	0.48
EP25 <--- S	0.59	0.59	0.51	0.46	0.31	0.37
EP35 <--- S	0.71	0.71	0.59	0.54	0.29	0.35
EP37 <--- S	0.70	0.70	0.61	0.56	0.26	0.32
EP38 <--- S	0.61	0.61	0.33	0.32	0.95	0.94
EP40 <--- S	0.40	0.40	0.26	0.26	0.70	0.66
EP42 <--- S	0.24	0.24	0.13	0.13	1.01	0.90
EP46 <--- S	0.27	0.27	0.19	0.16	0.61	0.77
EP49 <--- S	0.65	0.65	0.54	0.50	0.31	0.36
EP57 <--- S	1.00	1.00	0.62	0.64	0.50	0.41
EP66 <--- S	0.52	0.52	0.41	0.38	0.41	0.48
EP69 <--- S	0.08	0.08	0.05	0.05	0.77	0.81
EP70 <--- S	0.54	0.54	0.39	0.35	0.50	0.63
EP73 <--- S	0.41	0.41	0.24	0.22	0.89	0.94
EP3 <--- F	1.00	1.00	0.55	0.49	0.45	0.48
EP29 <--- F	0.39	0.68	0.41	0.64	0.15	0.10
EP79 <--- F	0.96	0.96	0.77	0.74	0.12	0.12

Nota: R: Rechazo; E: Calidez Emocional, S: Sobreprotección; p: padre; m: madre; s/est: sin estandarizar; est: estandarizadas

En negrita: cargas factoriales no equivalentes; en gris: cargas factoriales estadísticamente no significativas ($p > 0.05$)

Tabla X: Covariancias y variancias factoriales del modelo final del EMBU-P

	covariancias			
	s/est		est	
	p	m	p	m
R <--> E	-0.09	-0.09	-0.38	-0.50
R <--> S	0.13	0.13	0.63	0.72
E <--> S	-0.05	-0.13	-0.13	-0.43
F <--> R	0.02	0.02	0.11	0.14
F <--> E	-0.02	-0.02	-0.08	-0.10
F <--> S	0.03	0.03	0.14	0.16
	variancias			
	p	m		
R	0.14	0.11		
E	0.43	0.31		
S	0.31	0.29		
F	0.20	0.15		

Nota: R: Rechazo; E: Calidez Emocional, S: Sobreprotección; p: padre; m: madre; s/est: sin estandarizar; est: estandarizadas
 En negrita: covariancias factoriales no equivalentes

Anexo I: Análisis de los ítems del EMBU-P con índices clásicos de discriminación

Tabla XI: Correlación ítem-total e índice de discriminación de los ítems del EMBU-P, separado para las respuestas de cada progenitor

ítem	Correlación ítem-total (corregida)								Índice de discriminación	
	padres				madres				33% sup. - 33% inf.	
	R	E	S	F	R	E	S	F	padres	madres
R6	0.39	-0.13	0.22	0.09	0.42	-0.08	0.33	0.02	0.67	0.70
R12	0.52	-0.18	0.18	0.02	0.45	-0.21	0.26	0.03	0.84	0.82
R17	0.32	-0.14	0.12	0.08	0.36	-0.19	0.20	0.01	0.30	0.29
R19	0.43	-0.19	0.17	0.10	0.43	-0.15	0.29	-0.02	0.64	0.65
R23	0.32	-0.16	0.05	0.08	0.23	-0.10	0.15*	0.08	0.28	0.22
R28	0.40	-0.18	0.28	0.12	0.43	-0.21	0.37*	0.04	0.59	0.68
R44	0.31	-0.15	0.17	0.03	0.31	-0.18	0.25*	0.01	0.81	0.67
R61	0.32	-0.19	0.21	0.13	0.33	-0.19	0.35**	0.11	0.51	0.50
R63	0.52	-0.41	0.12	-0.04	0.53	-0.33	0.38	0.04	0.78	0.80
R64	0.50	-0.20	0.17	0.01	0.45	-0.23	0.22	0.06	0.49	0.46
R65	0.21	-0.03	0.15	0.05	0.20	-0.02	0.11	0.07	0.08	0.15
R68	0.40	-0.10	0.21	-0.03	0.38	-0.11	0.28	-0.04	0.63	0.55
R71	0.51	-0.23	0.25	0.13	0.47	-0.23	0.32	0.07	0.66	0.63
promedio escala R	0.39	-0.17	0.18	0.06	0.38	-0.17	0.27	0.04	0.56	0.55
E2	-0.28	0.64	0.08	0.01	-0.29	0.54	-0.19	0.01	1.35	1.09
E13	-0.06	0.31	-0.01	-0.05	-0.12	0.35	-0.08	-0.04	0.83	1.01
E21	-0.35	0.64	0.02	-0.04	-0.20	0.59	-0.09	-0.04	1.22	0.86
E22	-0.17	0.40	0.07	0.04	0.04	0.19	0.04	0.04	0.37	0.10
E31	-0.13	0.40	0.19	-0.03	0.08*	0.16	0.27**	0.00	0.67	0.31
E32	-0.22	0.60	0.04	-0.02	-0.16	0.51	-0.03	-0.03	1.43	1.11
E39	-0.33	0.67	-0.08	-0.01	-0.38	0.60	-0.33	-0.02	1.50	1.30
E41	-0.33	0.39	-0.18	0.03	-0.30	0.40	-0.35*	-0.09	0.83	0.89
E43	-0.22	0.52	0.13	0.06	-0.13	0.32	0.06	0.03	0.78	0.48
E47	-0.18	0.57	0.01	-0.06	-0.14	0.46	-0.03	-0.07	1.25	0.96
E48	-0.15	0.58	0.06	-0.02	-0.26	0.53	-0.16	-0.05	1.20	1.15
E54	-0.28	0.61	0.02	-0.01	-0.25	0.50	-0.10	-0.02	1.48	1.09
E60	-0.08	0.46	0.29	0.04	0.05	0.28	0.20*	-0.07	0.94	0.54
E67	-0.16	0.50	0.00	0.02	-0.12	0.40	-0.05	-0.12	1.13	1.07
E74	-0.31	0.62	0.02	-0.01	-0.33	0.59	-0.20	-0.03	1.30	1.03
E78	-0.10	0.41	0.05	0.04	-0.16	0.40	-0.08	0.00	0.58	0.46
E81	-0.18	0.64	0.04	-0.05	-0.23	0.63	-0.19	-0.03	1.44	1.25
promedio escala E	-0.21	0.53	0.05	0.00	-0.17	0.44	-0.08	-0.03	1.08	0.86
S7	0.01	0.19	0.30	0.13	0.11	0.00	0.26	0.08	1.06	0.94
S9	0.22	-0.18	0.36	0.17	0.34*	-0.25	0.35	0.05	0.76	0.64
S14	0.16	0.07	0.29	0.02	0.31**	0.01	0.31	0.04	0.67	0.78
S18	0.12	0.07	0.27	0.00	0.20	-0.01	0.32	0.04	0.55	0.63
S20	-0.04	0.30**	0.16	0.06	0.06*	0.20**	0.11	0.00	0.75	0.72
S24	0.24	-0.03	0.40	0.03	0.22	-0.18	0.34	-0.05	0.81	0.75
S25	0.24	0.04	0.40	0.14	0.35*	-0.14	0.36	0.15	0.68	0.65
S35	0.34*	-0.16	0.43	0.03	0.41**	-0.17	0.40	-0.06	0.73	0.75
S37	0.28	-0.14	0.39	0.11	0.34*	-0.27	0.41	0.10	0.64	0.73
S38	0.12	0.08	0.29	0.10	0.24*	0.04	0.30	0.10	0.93	0.97
S40	0.16**	-0.30**	0.14	0.06*	0.18*	-0.36**	0.19	0.05	0.49	0.59
S42	-0.06	0.24**	0.18	-0.04	0.09	0.14*	0.20	0.11	0.74	0.79
S46	0.08	0.20*	0.23	-0.05	0.18*	0.12*	0.18	-0.03	0.55	0.67
S49	0.30*	-0.12	0.39	0.06	0.36*	-0.23	0.44	0.03	0.68	0.82
S57	0.30	-0.08	0.41	0.06	0.42*	-0.27	0.49	0.12	1.02	1.14
S66	0.26*	-0.10	0.30	0.10	0.23*	-0.20*	0.28	0.07	0.67	0.58
S69	-0.02*	0.05*	0.10	-0.10*	0.00	0.00	0.12	-0.10*	0.33	0.56
S70	0.22	0.00	0.35	0.07	0.27*	-0.01	0.32	0.03	0.75	0.82

Tabla XI: Correlación ítem-total e índice de discriminación de los ítems del EMBU-P, separado para las respuestas de cada progenitor

ítem	Correlación ítem-total (corregida)								Índice de discriminación	
	padres				madres				33% sup. - 33% inf.	
	R	E	S	F	R	E	S	F	padres	madres
S73	0.07	0.08	<i>0.28</i>	0.10	0.13	-0.01	<i>0.25</i>	<i>0.22*</i>	0.85	0.88
promedio escala S	0.16	0.01	<i>0.30</i>	0.05	0.23	-0.08	<i>0.30</i>	0.05	0.72	0.76
F3	0.06	0.06	0.14	<i>0.43</i>	0.02	0.00	0.12	<i>0.39</i>	---	---
F29	0.06	-0.07	0.02	<i>0.31</i>	0.05	-0.10	0.09	<i>0.44</i>	---	---
F79	0.13	-0.05	0.09	<i>0.48</i>	0.09	-0.09	0.07	<i>0.49</i>	---	---
promedio escala F	0.08	-0.02	0.09	<i>0.41</i>	0.05	-0.06	0.10	<i>0.44</i>	---	---

R: Rechazo; E: Calidez Emocional; S: Sobreprotección; F: Favoritismo. En cursiva: correlación corregida;

* diferencia entre correlación ítem-propia escala y correlación ítem-otra escala menor a 2 errores estándar

** correlación ítem-otra escala mayor a correlación ítem-propia escala; --- no evaluable

Nota: Teniendo en cuenta el tamaño de la muestra de los padres (n=434) y de las madres (n=532), los valores criterio corresponden a $2EE=2*(1/\sqrt{434})=0.096\approx 0.10$ y $2EE=2*(1/\sqrt{532})=0.087\approx 0.09$, para las respuestas del padre y de la madre, respectivamente.