

Estudio del funcionamiento métrico de la Escala Estilos Educativos Familiares – Comportamientos Habituales EVALEF-CH¹

María Jesús Perales Montolío²; Margarita Bakieva-Karimova³, Sonia Ortega-Gaite⁴, Mercedes Bisquert-Martínez⁵

Recibido: Febrero 2021 / Evaluado: Junio 2021 / Aceptado: Julio 2021

Resumen. INTRODUCCIÓN Los estilos educativos familiares son componentes fundamentales de las competencias parentales y fueron ampliamente estudiados en la última década del siglo pasado. Disponer de instrumentos para poder identificarlos es de gran ayuda para orientadores y profesionales de la intervención familiar. METODO En este trabajo presentamos el estudio métrico de la escala EVALEF-CH, que se diseña desde la finalidad de actualización de estilos (añadiendo el estilo integral), del contexto de recogida de información, y de la forma de abordar el reto de la deseabilidad social. Este estudio aborda el análisis de la calidad métrica de la escala, combinando estrategias de análisis como la fiabilidad, con el análisis bajo el modelo Rasch y el CATPCA. Los RESULTADOS muestran un nivel medio de fiabilidad en la Escala y la mayor parte de las subescalas, y un funcionamiento adecuado de los ítems, según el estudio Rasch, pues se sitúan dentro de los límites aceptables de ajuste al modelo teórico. Como CONCLUSIÓN se apoya la estructura dimensional planteada desde el marco teórico y se ofrece información relevante sobre la calidad y uso de la escala EVALEF-CH, confirmando su adecuación para su uso en diagnóstico y orientación en intervención familiar.

Palabras clave: educación familiar; estilo de enseñanza; desarrollo cognitivo; orientación.

[en] Study of the Metric Functioning of the Family Educational Styles Habitual Behaviours Scale (EVALEF-CH)

Abstract. INTRODUCTION Family educational styles are fundamental components of parenting competencies and were extensively studied in the last decade of the last century. The availability of instruments to identify them is of great help for school counselors and family intervention professionals. METHOD In this paper we present the metric study of the EVALEF-CH scale, which is designed with the purpose of updating styles (adding the integral style), the context of information collection, and the way of approaching the challenge of social desirability. This study addresses the analysis of the metric quality of the scale, combining analysis strategies such as reliability, Rasch analysis and CATPCA. The RESULTS reveal a medium level of reliability for the scale and most of the subscales, and an adequate functioning of the items, based on the Rash analysis, as they are within the acceptable limits of fit to the theoretical model. As a CONCLUSION, the dimensional structure proposed from the theoretical framework is supported and relevant information is offered on the quality and use of the EVALEF-CH scale, confirming its suitability for its use in diagnosis and guidance in family intervention.

Keywords: family education; teaching style; cognitive development; guidance.

Sumario. 1. Introducción. 2. Método. 2.1. Objetivos. 2.2. Población y Muestra. 2.3. Instrumento. 2.4. Procedimiento de recogida y análisis de datos. 3. Resultados. 3.1. Fiabilidad a partir de las dimensiones teóricas. 3.2. Análisis Rasch a partir de los estilos educativos familiares como variables latentes. 3.3. Estudio de dimensionalidad conjunta de los ítems de la escala

¹ Fuente de financiación: Ministerio de Economía y Competitividad-Gobierno de España en el marco de financiación de proyectos I+D+i (ref. del proyecto EDU2011-29467, título: “Validación de un instrumento de evaluación de estilos educativos familiares y establecimiento de lineamientos para el diseño de programas de intervención con familias”).

² Universitat de València (España).

E-mail: maria.j.perales@uv.es

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2033-2750>

³ Universitat de València (España).

E-mail: margarita.bakieva@uv.es

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2716-0755>

⁴ Universitat de Valladolid, campus Palencia (España).

E-mail: sonia.ortega.gaite@uva.es

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0982-077X>

⁵ Universitat de València (España).

E-mail: m.mercedes.bisquert@uv.es

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4560-4580>

y su relación con las variables de contexto. 3.4. Comparación entre grupos diferenciados por las variables contextuales y personales y los estilos educativos familiares. 4. Discusión. 5. Referencias bibliográficas.

Cómo citar: Perales-Montolío, M.J.; Bakieva-Karimova, M.; Ortega-Gaite, S.; Bisquert-Martínez, M. (2022). Estudio del funcionamiento métrico de la Escala Estilos Educativos Familiares – Comportamientos Habituales EVALEF-CH. *Revista Complutense de Educación*, 33(3), 385-398.

1. Introducción

La familia es el primer espacio educativo en cuanto a su potencial en la formación de individuos (Riquelme et al., 2020), siendo la clave de transmisión de valores, actitudes, normas de conducta y estilos de vida. Esa transmisión se realiza mediante diferentes vías, entre las cuales destacan los estilos educativos familiares (en adelante, EEF) o estilos parentales, términos que se utilizarán en la presente investigación indistintamente. Por ejemplo, de acuerdo con algunos estudios realizados, un alto nivel de control y severidad por parte de la familia está relacionado con el perfeccionismo (Hibbard & Walton, 2014; Meyer & Wissemann, 2020) y la externalización de problemas en niños, niñas y adolescentes (Thompson et al., 2003). A largo plazo, los estilos parentales pueden estar relacionados con el desarrollo en valores (Williams & Ciarrochi, 2020), la creatividad (Gralewski & Jankowska, 2020) o las cuestiones de salud y alimentación (Litchford et al., 2020) e incluso ser predictores del comportamiento de los hijos e hijas en cuanto al uso de contraceptivos (Baugh & Davis, 2016). Además, ciertas prácticas de crianza y educación realzan las características de la personalidad del niño o la niña en diferentes niveles (Tomsik & Ceresnik, 2017).

En esta investigación se entienden los EEF como el conjunto de actitudes, sentimientos y patrones de conducta que los padres y madres asumen frente al niño o la niña (Cardona et al., 2009; Cardona, 2011).

El análisis de las informaciones presentadas por diversos autores (Baumrind, 1966, 2012; Brown e Iyengar, 2008; De Montigny & Lacharité, 2005; Torío, 2008) permite identificar similitudes y divergencias respecto a las dimensiones utilizadas para describir los EEF. Aunque hay algunas dimensiones que aparecen puntualmente en algunos estudios (“relación – comunicación”, “situación de los hijos” y “actitud de los padres”), se ha observado que hay dos dimensiones muy habituales que perduran en el tiempo: “afecto y control” (Baumrind, 1966; Maccoby & Martin, 1983; Torío et al., 2008).

El análisis de la evolución de la terminología utilizada para denominar y describir los EEF evidencia que, con ciertas variaciones, se consolidan cuatro estilos familiares (Torío et al., 2008), derivados del cruce entre estas dos dimensiones: Autoritario, Democrático, Permisivo y Sobreprotector. Una revisión posterior, más contextualizada en la situación actual, evidenció la necesidad de introducir un quinto EEF, que, partiendo del Democrático, actualizara dimensiones derivadas de la psicología educativa y el compromiso social, el estilo Integral (Bisquert, 2017).

En esta línea de investigación, nuestro trabajo pretende proponer un instrumento fiable y válido para diagnosticar los estilos más preponderantes de la familia a partir de la descripción de los comportamientos habituales más característicos de cada EEF. Como instrumento, por adecuación y eficiencia, se eligió el cuestionario de autoevaluación sobre frecuencia de comportamientos, prestando especial atención en la redacción de las alternativas de respuesta para que ninguna fuera atribuible a diferentes EEF (especialmente los no deseados, como autoritario o sobreprotector), y para evitar la deseabilidad social. Esta forma de evitar la validez aparente, por tanto, se plantea como un elemento de calidad de la escala. Además, en este instrumento se incluyen diferentes funciones (afectiva, orden y cuidados, seguridad y provisión de recursos, modelo de desarrollo) que hacen posible establecer unas líneas características para determinar los estilos familiares.

Queremos subrayar la importancia de esta investigación y la necesidad de poder identificar de manera eficaz los estilos parentales; una correcta identificación en infancia y adolescencia puede prevenir los riesgos de desarrollar problemas sociales y emocionales, tales como bajo nivel de autoestima y externalización de problemas de comportamiento (Calders et al., 2020; Lee et al., 2006). Incluso estudios de evaluación internacional como PISA contienen variables de este tipo, llamadas de contexto, con la finalidad de valorar cómo están asociadas con el rendimiento académico. Pero hacerlo requiere rigor técnico y sensibilidad social, para garantizar la validez de dichas evaluaciones (Jornet, 2016; González-Such et al., 2016).

Los cambios relativamente recientes en las estructuras familiares y las formas de convivencia (Castro & Cortina, 2018) hacen que muchos de los instrumentos tradicionalmente utilizados reflejen de manera insuficiente la complejidad de la sociedad actual. Esto es algo que se ha intentado cuidar especialmente en la escala EVALEF.

El estudio pretende que la definición del constructo EEF sustente el desarrollo de un instrumento, el EVALEF-CH, que permita acercarse a su evaluación con un sistema estandarizado, de fácil aplicación, cuya calidad métrica (fiabilidad y validez) se pueda contrastar y que permita obtener el mejor tipo de información, con el menor coste de evaluación (eficiencia).

2. Método

2.1. Objetivos

El objetivo general del estudio se puede formular como:

- Estudiar el funcionamiento métrico de la escala EVALEF-CH para identificar los estilos educativos familiares (EEF) y analizar la relación de los diferentes estilos con variables personales y contextuales.

Este objetivo general puede ser concretado en los objetivos específicos:

- Estudiar el funcionamiento métrico de la escala EVALEF-CH a partir de la propuesta teórica del constructo, mediante el análisis de fiabilidad para escalas ordinales.
- Estudiar el funcionamiento métrico de los elementos de EVALEF-CH para proponer la mejora de aquellos elementos que lo necesitan, a partir del ajuste al Modelo Rasch.
- Estudiar la dimensionalidad del instrumento mediante el Análisis bajo el modelo Rasch y Análisis Categórico de Componentes Principales (CATPCA).
- Estudiar la relación de las variables personales y contextuales con los diferentes EEF.

2.2. Población y Muestra

El grupo de estudio con el que se ha realizado la investigación son padres/madres u otros familiares responsables de los alumnos y alumnas, vinculados a los centros escolares que han participado en el estudio, de las provincias de Palencia, Valencia y Alicante (N=4103). Los datos fueron recogidos durante los cursos 2013/2014 y 2014/2015 mediante muestreo no probabilístico, por disponibilidad; se ofrecen los datos característicos en la Tabla 1.

Tabla 1. Datos del grupo de estudio

Variable	Categorías	Nº	%
Provincia	Alicante	231	5.6
	Palencia	3382	82.4
	Valencia	490	11.9
Tipo de localidad	Urbana	1830	44.6
	Semiurbana	1793	43.7
	Rural	480	11.7
Titularidad	Público	2873	70.0
	Concertado	1793	26.2
	Privado	154	3.8
Curso	3º Primaria	881	21.5
	4º Primaria	894	21.8
	5º Primaria	964	23.5
	6º Primaria	1207	29.5
	1º ESO	151	3.7
Relación del adulto responsable	Madre	2179	53.1
	Padre	1728	42.1
	Abuela	37	0.9
	Abuelo	15	0.4
	Otra	93	2.3

La edad de los respondientes varía de 14 a 85 años (siendo hermanos o abuelos de los niños y niñas los respondientes con edades extremas). La edad media está en 43 años, con una desviación típica de 6.24. La edad media de hijos y hijas es de 10 años, con la desviación típica de 1.34.

2.3. Instrumento

El instrumento aplicado forma parte de la batería EVALEF diseñada para estudiar EEF a partir de las valoraciones de los padres, madres y/o responsables familiares. La batería EVALEF completa tiene una primera parte de variables personales y contextuales (sexo, edad, relación, curso, NEE, características socio-culturales y económicas del entorno familiar y escolar). En la segunda parte se presenta el cuestionario de Hábitos Familiares (21 ítems), y dos escalas: la de Comportamientos Habituales (EVALEF-CH, 20 ítems) –utilizada en el presente trabajo–, y la escala de Historias Incompletas (30 ítems) (Bisquert, 2017).

La escala EVALEF-CH, en concreto, relaciona ciertos comportamientos familiares de los respondientes (padres, madres y/o responsables de los niños y niñas) con los EEF (Autoritario, Democrático, Permisivo, Sobreprotector e Integral) definidos por Cardona et al. (2009), Cardona (2011) y posteriormente aplicado por Bisquert (2017). La respuesta es de tipo autoinforme y utiliza una escala tipo Likert con 4 puntos de medida de frecuencia: 1 “nunca”, 2 “a veces”, 3 “casi siempre” y 4 “siempre”.

El instrumento EVALEF-CH se estructura en torno a cuatro tareas/actividades consideradas fundamentales en la manifestación de EEF. Para cada una de ellas se presentan cinco comportamientos (vinculados con cada uno de los cinco EEF), solicitando a los respondientes que indiquen la frecuencia con que los presentan. Para establecer los códigos de los ítems se ha utilizado la estructura de tarea/EEF/palabra clave (por ejemplo, AEO significa Autoritario-Estudiar-Obligo), como se puede observar en la Tabla 2.

Tabla 2. Estructura del instrumento EVALEF-CH

Tema	Ítem	Estilo	Código
Estudiar	Le obligo a estudiar	Autoritario	AEO
	Le motivo para que estudie	Democrático	DEM
	Acepto que estudie en función de su criterio	Permisivo	PEA
	Siempre le ayudo a estudiar	Sobreprotector	SED
	Le ayudo a valorar sus logros y a sentirse orgulloso/a de ellos	Integral	IEV
Aprobar	Le dejo claro que su obligación es aprobar	Autoritario	AAO
	Si aprueba le muestro mi reconocimiento (premio, abrazos, etc.)	Democrático	DAM
	Si no aprueba no pasa nada. Él/ ella debe establecer su propio ritmo y tomar sus decisiones	Permisivo	PAA
	Premio siempre su esfuerzo, aunque no apruebe. Tiene demasiados deberes para su edad	Sobreprotector	SAD
	Aprobar es la recompensa a su esfuerzo	Integral	IAV
Tareas de la casa	Le dejo claro que ha de hacer las tareas de la casa que le mando	Autoritario	ATO
	Acordamos el reparto de tareas en la casa	Democrático	DTM
	Le dejo que de las tareas de la casa sólo haga lo que él/ ella quiere	Permisivo	PTA
	Intento no cargarle con las tareas de la casa, ya que lo importante son sus deberes	Sobreprotector	STD
	Cuando compartimos tareas de casa, todos nos sentimos orgullosos los unos de los otros	Integral	ITV
Normas de la casa	En casa se le marcan las obligaciones al niño/ la niña	Autoritario	ANO
	Pacto con el niño/ la niña conjuntamente ciertas normas	Democrático	DNM
	Nunca le castigo, no serviría de nada	Permisivo	PNA
	Me duele que me desobedezca, y se lo hago entender, pero entiendo que lo hace por las malas influencias	Sobreprotector	SND
	Le enseño a asumir la responsabilidad de sus actuaciones	Integral	INV

El instrumento fue revisado por un equipo de expertos en educación familiar para ajustar la formulación de los enunciados a los diferentes EEF analizados (ver Bisquert, 2017).

2.4. Procedimiento de recogida y análisis de datos

La batería EVALEF fue respondida durante los cursos 2013/2014 y 2014/2015 por los padres/madres y tutores legales de los estudiantes desde 3º de Primaria a 1º de ESO de los centros participantes en el estudio, previo consentimiento para el uso de la información aportada con los fines estrictamente relacionados con la investigación. Una vez aplicado el instrumento, se ha procedido a la depuración de datos y se han descartado los 48 casos que no presentaban ninguna respuesta en la parte EVALEF-CH.

Para los casos que sí contestan a la escala EVALEF-CH, pero presentan algunos valores perdidos, éstos se han sustituido por las medianas de puntos adyacentes, dado que es una escala Likert. Esto afecta a entre un 1.6% y un 7.5% de los casos en cada ítem, generalmente, que son recuperados. Después de la imputación de datos faltantes, las medias aumentan hasta aproximadamente 2 décimas y desaparecen las puntuaciones anómalas (menores de 4 puntos de mínimo). Todo ello justifica la decisión de la imputación (Tabla 3).

Tabla 3. Estadísticos descriptivos

Dim.	Con datos faltantes			Imputando por la mediana		
	N	Media	DT	N	Media	DT
AUT	4055	11.54	2.44	4103	11.69	2.29
DEM	4053	12.15	2.06	4103	12.27	1.93
PER	4053	7.17	2.04	4103	7.31	1.94
SOB	4052	8.86	2.25	4103	9.13	2.08
INT	4052	13.74	2.02	4103	13.94	1.78

Nota: Los ítems vinculados con cada EEF (cuatro ítems por cada estilo, correspondientes a las cuatro actividades de referencia) constituyen una dimensión dentro de la escala, que se definen por los estilos: AUT – Autoritario, DEM – Democrático, PER – Permisivo, SOB – Sobreprotector, INT – Integral.

Se ha realizado el análisis de fiabilidad del instrumento completo y de sus subescalas. Asimismo se calculó el índice fiabilidad compuesta, calculando la consistencia interna del instrumento a partir del coeficiente omega de McDonald, considerado más adecuado para este tipo de escalas (Elosua & Zumbo, 2008). El software utilizado fue el programa libre Jamovi 1.1.9.0. Además, se realizó el análisis de homogeneidad de los elementos para detectar los ítems anómalos.

A continuación fue calculado el ajuste de los elementos de cada subescala de acuerdo con el Modelo Rasch, adaptado como Modelo de crédito parcial de Masters para escalas politómicas tipo likert (Boone et al., 2014; Masters & Wright, 1997), así como el estudio de ajuste del nivel de cada escala con el nivel de la muestra mediante Mapas de Wright. El estudio del instrumento de acuerdo con el Modelo Rasch se realiza desde los supuestos de unidimensionalidad (se considera cada estilo educativo como una dimensión o variable latente) e independencia local (las respuestas a las preguntas no están encadenadas). Se estudian los ítems politómicos como los presentes en este estudio, desde las recomendaciones de González-Montesinos (2016) de acuerdo al modelo de crédito parcial de Masters, desarrollado desde el Modelo Rasch y en el que se asume que las distancias entre las categorías de los ítems no son uniformes. Es importante considerar que en el caso de los ítems de respuesta tipo Likert la medida Rasch de dificultad se convierte en la disposición de los respondientes a estar de acuerdo con la afirmación dada (respuesta favorable – facilidad, desfavorable – dificultad). Los mapas de Wright visualizan tanto las puntuaciones de personas como de ítems a lo largo de la escala logarítmica unidimensional usada en la medición de Rasch (Boone et al., 2014, p. 114). El objetivo óptimo de un instrumento se identifica cuando las personas promedio están en la misma medida que el elemento promedio (Boone et al., p. 130). El Mapa de Wright se ha analizado por cada dimensión, debido a que cada dimensión presenta una variable latente (estilo educativo concreto). Cada uno de ellos, por tanto, respeta el supuesto de unidimensionalidad. Los análisis bajo el modelo Rasch fueron realizados con ayuda del software Winsteps 3.68.2 con licencia particular.

Finalmente, se ha realizado el estudio de dimensionalidad mediante el análisis de componentes principales para variables categóricas CATPCA. De acuerdo con Almerich et al. (2011), esta técnica permite la reducción de las variables originales en un conjunto más pequeño de componentes no correlacionados, reteniendo la mayor parte de la información relacional entre las variables originales; además, permite relacionar los conjuntos de ítems con las variables personales y contextuales señaladas en la descripción de la muestra. Se han escogido dimensiones, eligiendo el número de componentes a retener según el criterio de Káiser-Guttman (Guttman, 1954; Kaiser, 1960), el cual indica que se deben retener aquellos cuyo autovalor es mayor que uno. Además de este criterio, elegimos un número de componentes que permita una interpretación clara (Afifi & Clark, 1997). Este análisis fue realizado con la ayuda de software IBM SPSS Statistics 26, con licencia de la Universitat de València.

3. Resultados

3.1. Fiabilidad a partir de las dimensiones teóricas

A partir del estudio de fiabilidad para escalas ordinales, se recaban evidencias de funcionamiento del instrumento total y por las subescalas definidas por EEF. Los resultados se presentan en la Tabla 4.

Tabla 4. Análisis de fiabilidad

Subescala	Nº ítems	ω de McDonald	Elementos defectuosos
AUT	4	.523	
DEM	4	.452	
PER	4	.400	
SOB	4	.284	STD
INT	4	.552	

Nota: N=4103

De acuerdo con los datos de la Tabla 4, podemos afirmar que las subescalas marcadas por EEF muestran en general niveles medios de consistencia interna (salvo SOB, nivel medio-bajo). En las subescalas por EEF casi todos los ítems tienen un funcionamiento adecuado en cuanto a aportación a la fiabilidad en su escala, salvo el elemento STD de la subescala SOB (Sobreprotector), que, al ser eliminado, produce un aumento de omega hasta .287.

El índice de fiabilidad compuesta a partir de las puntuaciones de las subescalas (se utilizó la suma de puntuaciones por cada una de ellas, a partir de imputaciones de datos perdidos descritas anteriormente) es de .534, calculado como coeficiente Alfa de Cronbach. En este caso, la subescala SOB (estilo Sobreprotector) destaca por su baja correlación con las demás: al eliminarla la fiabilidad compuesta aumentaría hasta .601.

3.2. Análisis bajo el modelo Rasch a partir de los EEF como variables latentes.

El estudio desde la perspectiva del ajuste de elementos al Modelo Rasch adaptado para las escalas tipo Likert se realiza para detectar los elementos que perjudican la calidad del instrumento, partiendo de la perspectiva teórica.

A continuación, en la Tabla 5 se pueden observar los estadísticos de ajuste de los elementos, ordenados de acuerdo a la medida Rasch en cada dimensión.

Tabla 5. Estadísticos de ajuste al modelo Rasch

Dim.	Elemento	Medida Rasch	Error estándar	Ajuste interno	Ajuste externo	Corr. pt.-medida
AUT	AEO	.54	.02	1.11	1.09	.63
	ATO	.09	.02	1.01	1.01	.64
	ANO	-.29	.02	.98	.98	.62
	AAO	-.34	.02	.88	.84	.64
DEM	DTM	1.22	.02	1.01	1.01	.69
	DNM	.52	.02	.97	.97	.66
	DEM	-.69	.02	1.00	1.04	.55
	DAM	-1.05	.03	.99	1.09	.49
PER	PTA	.44	.02	1.04	1.02	.52
	PAA	.30	.02	.86	.83	.58
	PNA	.16	.02	1.04	1.06	.55
	PEA	-.89	.02	1.03	1.01	.64
SOB	SND	.63	.02	.96	.95	.55
	SAD	.43	.02	.94	.90	.58
	STD	-.31	.02	1.03	1.02	.58
	SED	-.76	.02	1.06	1.05	.50
INT	ITV	.76	.02	1.02	1.00	.71
	IAV	.28	.03	1.10	1.10	.61
	INV	-.50	.03	.93	.94	.61
	IEV	-.54	.03	.94	.95	.61

En la Tabla 5 observamos que los valores de los estadísticos son adecuados para todos los elementos: todos ellos presentan un ajuste productivo al \oplus ar al coeficiente de homogeneidad en el estudio clásico del test. Dados los niveles de los coeficientes de las cinco subescalas, podemos afirmar, de acuerdo con González-Montesinos (2016), que las cinco subescalas presentan suficientes evidencias de unidimensionalidad.

El Mapa de Wright (Figura 1) permite situar a personas e ítems en una dimensión para observar la correspondencia entre sus puntuaciones en lógitos Rasch. Esta estrategia facilita la comprensión del análisis, proporcionando información acerca de los ítems (consecuentemente, comportamientos característicos) que el grupo tiene o no la tendencia a señalar como más frecuentes. Se observan de izquierda a derecha de cada gráfico: la escala logarítmica (donde el 0 es la dificultad media), la distribución de las personas, la línea divisoria y los ítems con su código. Los ítems y las personas están ordenados en función de su nivel de dificultad/habilidad.

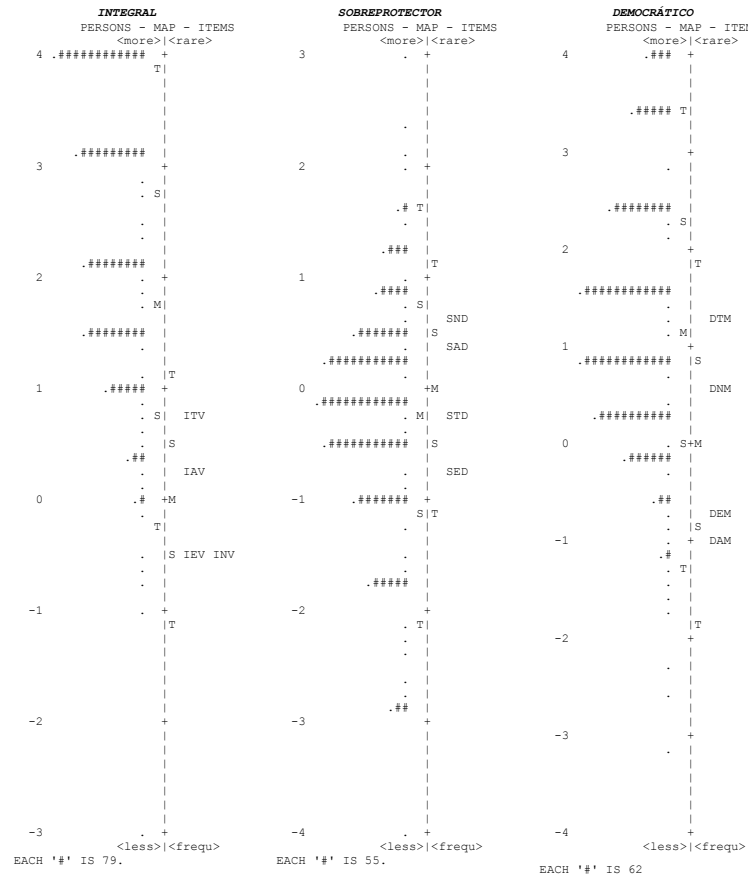


Figura 1. Mapa de Wright de distribución de ítems y sujetos para cada subescala

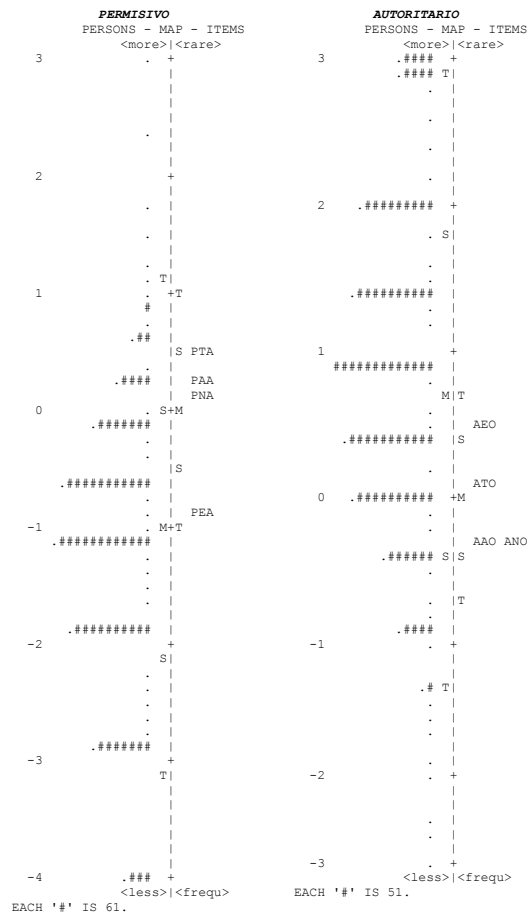


Figura 1. Mapa de Wright de distribución de ítems y sujetos para cada subescala (continuación)

Podemos observar, desde el ajuste entre los niveles de grupo y escala, que hay unos ítems (comportamientos) que son más fáciles de escoger, como IEV, INV, o más difíciles, como PTA, PNA. Podemos señalar que el estilo más ajustado al nivel del grupo es el SOB – Sobreprotector– estando la media del grupo ligeramente por debajo de la de los ítems. Asimismo, la media de dificultad de ítems en la subescala PER –Permisivo– también está por encima de la media del grupo; podemos afirmar que a los padres y madres les cuesta más responder afirmativamente las preguntas de esta subescala.

3.3. Estudio de dimensionalidad conjunta de los ítems de la escala y su relación con las variables de contexto

El análisis estándar de componentes principales asume relaciones lineales entre las variables numéricas. Por otra parte, el método de escalamiento óptimo permite escalar las variables a diferentes niveles. Las variables categóricas se cuantifican de forma óptima en la dimensionalidad especificada. Como resultado, se pueden modelar relaciones no lineales entre las variables (las agrupaciones en nubes de puntos).

El resultado del CATPCA bidimensional se presenta en la Tabla 6; se han utilizado 4097 casos válidos. Se han escogido dos dimensiones, de acuerdo con el criterio de Káiser-Guttman, y porque permite una interpretación clara, como indicamos en Metodología.

Tabla 6. Resumen del modelo

Dimensión	Alfa de Cronbach	Varianza contabilizada para	
		Total (autovalor)	% de varianza
1	0.756	3.592	17.97
2	0.470	1.800	9.06
Total	0.852 ^a	5.392 ^b	27.04

Notas: ^a. El Alfa de Cronbach Total está basado en los autovalores totales.

^b. Los Autovalores del total son la suma sobre las dimensiones de las variables no múltiples (ordinales).

El porcentaje de la varianza explicada mediante la solución de dos dimensiones no es muy alto (27%). Además, el Alfa de la segunda dimensión del modelo tiene un nivel medio-bajo. Por ello consideramos que este análisis puede ser orientativo pero no decisivo para las conclusiones finales.

La Figura 2 muestra el gráfico bidimensional de distribución de componentes.

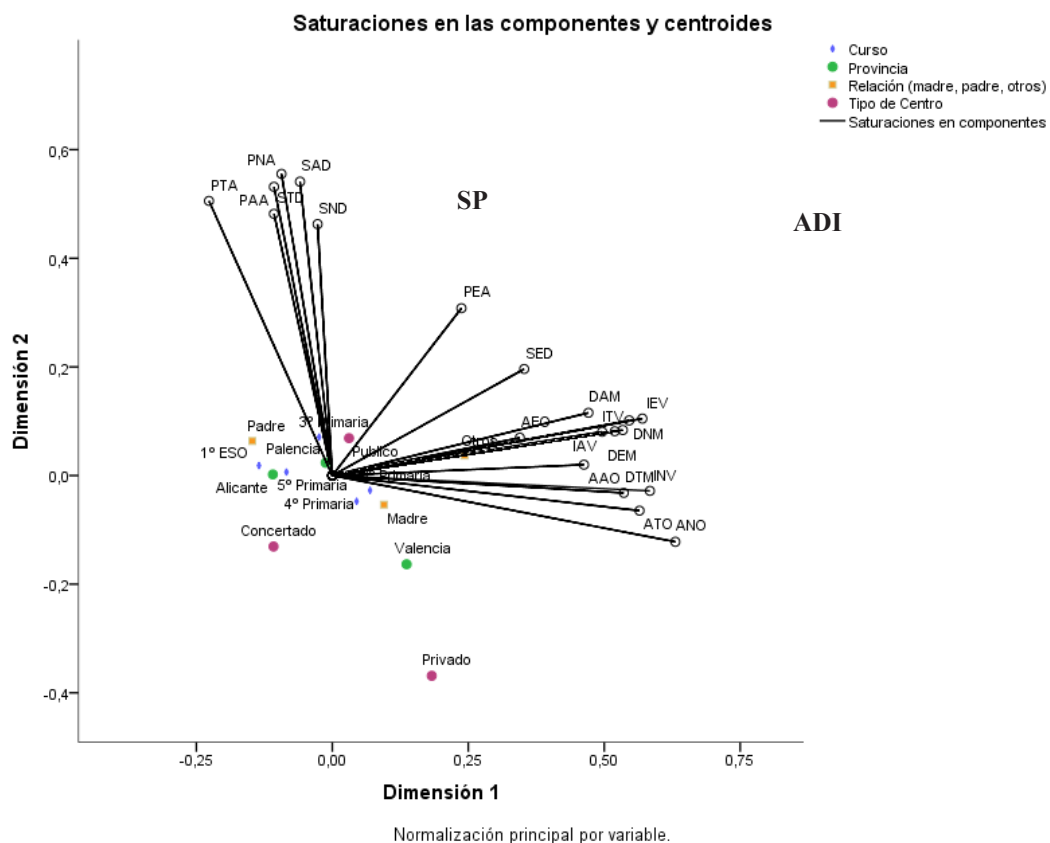


Figura 2. Gráfico de componentes principales

La Figura 2 muestra dos conjuntos de ítems agrupados en el espacio bidimensional. En el primer grupo están presentes básicamente los ítems de estilos Sobreprotector y Permisivo (lo llamaremos SP) y en el segundo de Autoritario, Democrático e Integral (salvo un ítem de la subescala Permisivo –PEA–), por lo que lo llamaremos ADI.

Además de los elementos de la escala EVALEEF-CH, en el mismo análisis CATPCA se han incluido las variables de contexto (como variables del tipo nominal múltiple), para observar qué categorías pueden situarse próximas a las agrupaciones de ítems (Figura 2). Podemos observar que los padres se vinculan más con el grupo SP y madres con el ADI. En cuanto al nivel educativo, en los padres y madres de 6º de primaria observamos mayores niveles de estilo AD, y en los de 3º, 5º de primaria y 1º de ESO mayores niveles de SP; en 4º de primaria no se observa la tendencia clara. En función de las provincias, se observan mayores niveles de SP para familias de Palencia y Alicante, y mayores niveles de ADI para las de Valencia. Los padres y madres de centros privados son más ADI y los de los públicos más SP; en los centros concertados no se observa una tendencia clara.

3.4. Comparación entre grupos diferenciados por las variables contextuales y personales y los EEF

A continuación, presentamos los resultados del cálculo de las diferencias en los EEF en función de las variables personales y contextuales, aplicado el contraste no paramétrico para más de dos grupos (Kruskal-Wallis), como se describe en la metodología. Los resultados del contraste se ofrecen en la Tabla 9.

Tabla 9. Prueba de Kruskal Wallis

		AUT	DEM	PER	SOB	INT
Curso	H de Kruskal-Wallis	21.167	7.489	20.129	32.862	4.834
	Gl	4	4	4	4	4
	Sig. Asintótica	.000	.112	.000	.000	.305
Provincia	H de Kruskal-Wallis	27.496	2.411	4.541	23.030	0.078
	Gl	2	2	2	2	2
	Sig. Asintótica	.000	.300	.103	.000	.962
Relación	H de Kruskal-Wallis	11.535	14.328	2.715	3.522	12.078
	Gl	2	2	2	2	2
	Sig. Asintótica	.003	.001	.257	.172	.002
Titularidad del Centro	H de Kruskal-Wallis	1.834	13.705	1.413	14.901	12.971
	Gl	2	2	2	2	2
	Sig. Asintótica	.400	.001	.493	.001	.002

Observamos que las diferencias son significativas en función del Curso para los estilos AUT, PER y SOB; en función de la Provincia en los estilos AUT y SOB; en función de la Relación (madre, padre, otros) en los estilos AUT, DEM e INT y en función de la Titularidad del centro en los estilos DEM, SOB e INT (Tabla 9).

Para comparar los perfiles grupales, presentamos las gráficas con la puntuación estandarizada de los grupos caracterizados por cada una de estas variables en cada EEF. Se han utilizado las puntuaciones estandarizadas para que las diferencias queden más pronunciadas gráficamente. Se comentan sólo los resultados relevantes, es decir, aquellos en los que los diferentes grupos presentan diferencias estadísticamente significativas.

Comparando en función del curso escolar, las diferencias significativas se refieren a los estilos AUT, PER y SOB. En la Figura 3 observamos que 3º de Primaria y 1º de ESO presentan diferentes perfiles: el grupo de 3º de primaria tiene familias más Autoritarias y a la vez Sobreprotectoras, mientras que las familias de 1º de ESO son menos Autoritarias y menos Sobreprotectoras. También observamos que en el estilo Permisivo, las familias de 3º de Primaria y 1º de ESO tienen puntuaciones más altas, mientras las de cursos intermedios presentan niveles próximos a la media. Tenemos que considerar que el grupo de 1º de ESO es minoritario y presenta sólo 3.7% de la muestra; el resto de cursos están proporcionalmente distribuidos en el grupo total.

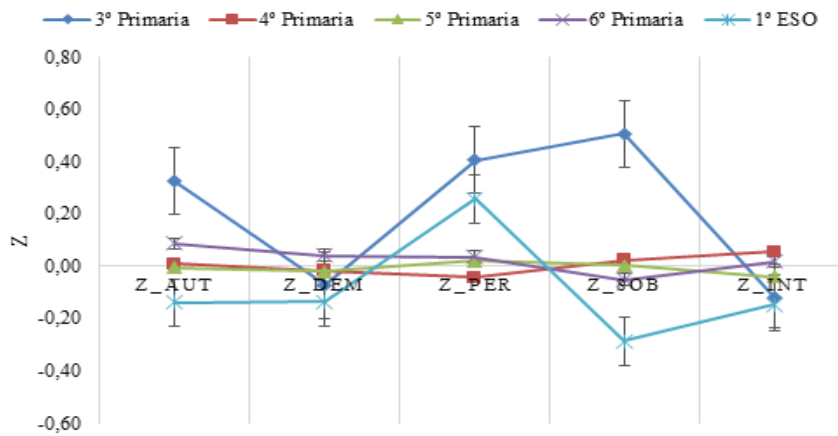


Figura 3. Perfiles de EEF dominantes en función del Curso

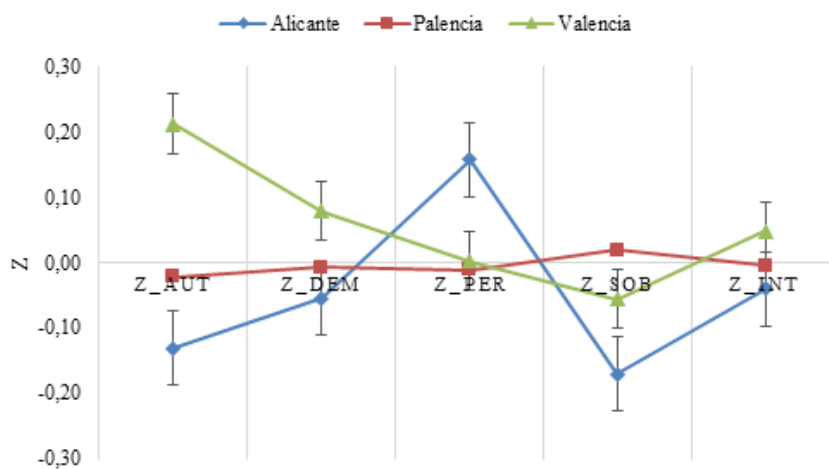


Figura 4. Perfiles de EEF dominantes en función de la Provincia

En la comparación por provincias, se han hallado diferencias estadísticamente significativas en los estilos AUT y SOB. En la Figura 4 podemos observar que los grupos diferenciados por provincias muestran los perfiles diferentes. Por una parte es lógico que el grupo de Palencia muestre niveles próximos a la media en todos los niveles, debido a que la mayor parte de la muestra (82.4%) procede de esta provincia. Por otra parte, podemos destacar los perfiles diferenciados de Alicante y Valencia: en primer caso son menos Autoritarios y menos Sobreprotectores, en el segundo caso son más Autoritarios y menos Sobreprotectores. Destaca la puntuación alta del grupo de Alicante en cuanto al estilo Permisivo, aunque las diferencias en este caso no han sido estadísticamente significativas.

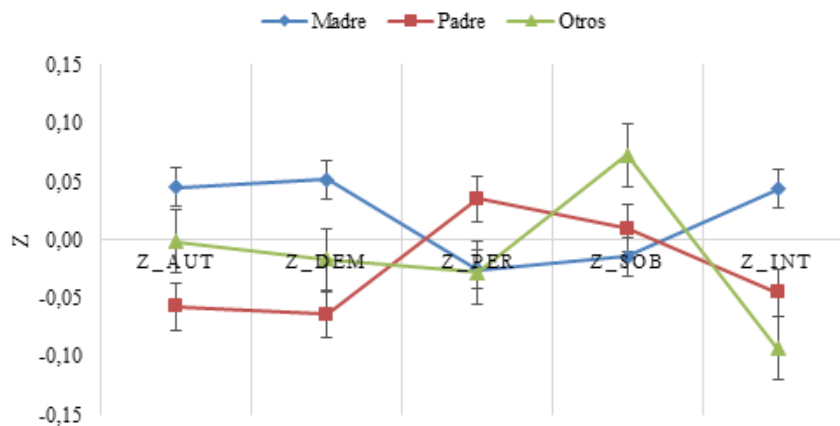


Figura 5. Perfiles de EEF dominantes en función la Relación

En cuanto a las diferencias entre madres, padres y otros familiares, las diferencias estadísticamente significativas se refieren a los estilos AUT, DEM e INT. En la Figura 5 observamos que, mientras las madres son más Autoritarias, más Democráticas y más de estilo Integral, los padres son menos Autoritarios, menos Democráticos y menos del estilo Integral. El perfil de los familiares agrupados en “otros” presenta sólo un 2.3% de la muestra y destaca por ser el menos Integral y más Sobreprotector de los tres, aunque en este último caso no se han hallado diferencias significativas.

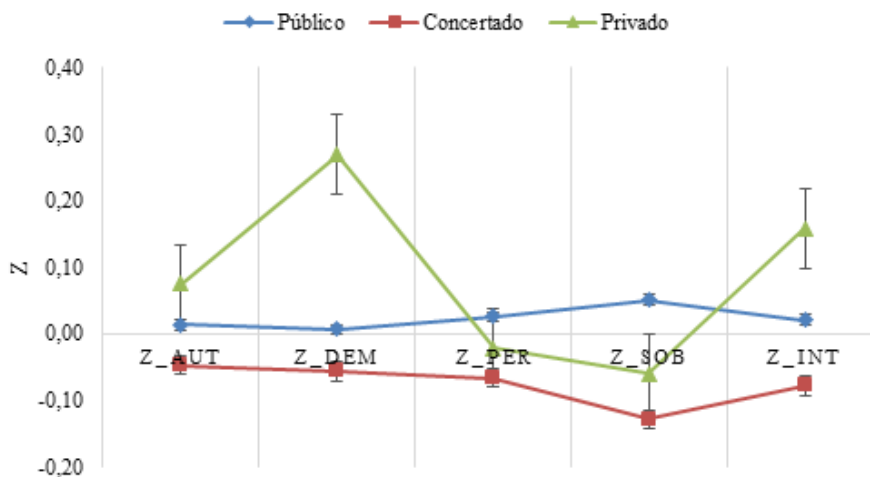


Figura 6. Perfiles de EEF dominantes en función del Tipo de Centro

Finalmente, la comparación por los grupos diferenciados por la titularidad de los centros en los que están matriculados los hijos e hijas de las familias, muestra que las diferencias estadísticamente significativas se refieren a los estilos DEM, SOB e INT. Hay que señalar que la mayor parte de la muestra proviene de centros públicos (70%), lo que sitúa el perfil más próximo a la media. El grupo de padres y madres de los centros privados son más Democráticos y más de estilo Integral, mientras que los padres de los concertados son menos Democráticos, menos Sobreprotectores y menos de estilo Integral. Los padres y madres de centros públicos son más Sobreprotectores (aunque sin diferencias estadísticamente significativas) que los de los concertados o privados, y en los estilos Democrático e Integral se mantienen próximos a la media.

4. Discusión

En primer lugar, el estudio de fiabilidad a partir del coeficiente de consistencia interna omega de McDonald para las subescalas AUT, DEM e INT (correspondientes a los estilos Autoritario, Democrático e Integral) ha revelado niveles medios de fiabilidad; mientras que para las subescalas SOB y PER (estilos sobreprotector y permisivo) revela niveles medio-bajos. Asimismo, el ítem STD [*Intento no cargarle con las tareas de la casa, ya que lo importante son sus deberes*] presenta un bajo nivel de homogeneidad respecto al resto de ítems de su subescala. Es destacable que el mismo ítem se agrupa junto a los de estilos Autoritario-Democrático-Integral en el estudio CATPCA. Podemos considerar los niveles de fiabilidad aceptables para un instrumento de este tipo, que mide una variable latente de carácter socio-afectivo, cambiante en tiempo y en función de las situaciones que se presentan en la vida diaria, y, además, variante en función de cada progenitor (padre, madre y/o tutor legal), lo que hace difícil definir y precisar cada estilo concreto.

El estudio Rasch ofrece una visión sobre el funcionamiento del instrumento diferente y complementaria a la del modelo clásico. A partir de él podemos destacar que todos los elementos se sitúan en los límites aceptables de ajuste al modelo teórico (González-Montesinos, 2016; Wright & Linacre, 1994), si consideramos cada estilo como variable latente de análisis. El Mapa de Wright destaca que la subescala SOB –Sobreprotector– es la más ajustada al nivel medio del grupo, lo que la hace adecuada para identificar los comportamientos en esta muestra. Así, aunque es la subescala que muestra menor nivel de fiabilidad (como consistencia interna), el estudio Rasch muestra que es ajustada, porque su nivel de dificultad (medida Rasch) es muy próximo o igual al nivel de competencia/habilidad del grupo. Las subescalas AUT –Autoritario–, DEM –Democrático– e INT –Integral– están formadas por ítems de fácil aprobación-; por último, la subescala PER –Permisivo– está formada por ítems de difícil aprobación, aunque el desplazamiento no es significativo (dentro de una DT).

El estudio de dimensionalidad, a partir de CATPCA, ha mostrado dos conjuntos de ítems no correlacionados entre sí: en el primero se agrupan los ítems de estilos Sobreprotector y Permisivo (SP), y en el segundo los de Autoritario, Democrático e Integral (ADI). Con todo, debido a que el CATPCA sólo explica un 27% del peso de varianza, en

este estudio se opta por mantener la propuesta de dimensionalidad basada en cinco estilos, derivada de la revisión de literatura y de la definición teórica del constructo (Bisquert, 2017). Este resultado se vincula con el carácter complejo del constructo evaluado, y con la gran cantidad de variables que pueden estar influyendo en una variabilidad no identificada. Además, de acuerdo con el estudio de Molina & Espinosa de los Monteros (2010), el algoritmo CATPCA en SPSS no ofrece posibilidad de rotación de los factores, lo que supone una limitación. Los autores, en su estudio, ofrecen la opción de uso de las puntuaciones obtenidas en la solución final CATPCA para realizar posteriormente el análisis factorial clásico usando la rotación disponible en SPSS, lo que creemos que en estudios posteriores podría proyectar más luz sobre las posibilidades de dimensionalidad del instrumento. El resultado obtenido con el CAPCA es muy interesante porque muestra una diferenciación clara entre EEF más “elegibles” que otros, en función de diferentes variables personales y contextuales. El CAPCA polariza al grupo de padres y madres en dos extremos, situando a los *padres* más cerca de la dimensión SP (son *más SOB-PER* –estilos Sobreprotector-Permisivo), y a las *madres* de ADI (son *más de estilos AUT-DEM-INT* –Autoritario-Democrático-Integral-), lo que también se observa en el cálculo de contrastes no paramétricos aplicado posteriormente para comprobar si estas diferencias son estadísticamente significativas. Además de las diferencias en estilos entre *padres* y *madres*, se han hallado diferencias en función de variables personales como Curso escolar (mayores diferencias para las familias de *3º de primaria – más AUT y SOB – y 1º de ESO – menos AUT y SOB –*) y contextuales como Provincia (mayores diferencias en familias de *Alicante – menos AUT, más PER y menos SOB – y Valencia – más AUT-*) y Titularidad.

La literatura es prolija en la descripción de los cuatro estilos de referencia, y también señala que los progenitores no mantienen un EEF único, ni a lo largo del tiempo ni con sus diferentes hijas e hijos. Es un constructo, por tanto, intrínsecamente complejo y difícil de medir, pero el cambio sociológico y de referentes educativos hace necesaria una actualización de los instrumentos disponibles. El CAPCA y el estudio de contrastes no paramétricos confirman la polarización de las respuestas y abren nuevas vías de estudio del funcionamiento del instrumento, vinculadas, por ejemplo, a cómo conjugan los EEF los cónyuges en diferentes situaciones. Este dato debe ser analizado en posteriores estudios y volver a ser valorado sobre todo por comités de expertos en cuanto a la significación teórica de los ítems del instrumento y la relación entre estilos aparentemente contrarios.

En definitiva, nuestra propuesta para la dimensionalidad de la escala es la teórica original, a partir de ítems que describen elementos característicos del comportamiento cotidiano de acuerdo a los estilos señalados, aunque probablemente será necesario revisar algunos elementos para mejorar la medida global, como el ítem *STD* señalado anteriormente. Como muestra la literatura científica, las familias no suelen tener EEF puros (Pratt et al., 2019).

Probablemente, el hecho de que nuestro estudio sea de corte correlacional constituye una de sus limitaciones: una instantánea no puede dar cuenta de una situación real, por las razones descritas. Para contrarrestar esta limitación, sería conveniente en un futuro realizar un estudio longitudinal combinando las metodologías cuantitativa y cualitativa y reunir información más específica.

De todas formas, más allá de los estudios de validación, el mayor potencial del instrumento será su uso en los departamentos de orientación, como prueba colectiva o, más probablemente, en intervención individualizada. Así, el instrumento EVALEF-CH puede ser utilizado en el diagnóstico escolar y educativo, en los gabinetes de orientación o de atención personalizada. Una correcta determinación del EEF mediante los comportamientos habituales puede ayudar a diseñar una intervención más ajustada a las características familiares, e implicar en mayor medida a los padres y madres. En este sentido el uso del instrumento va a ayudar a explicar a las familias que los estilos basados en el estricto control psicológico (intrusismo, manipulación de las emociones y sentimientos de los hijos mediante comunicación verbal y no-verbal, culpabilización) pueden repercutir de manera negativa en un futuro en la vida de los niños y adolescentes (Georgiou & Symeou, 2017), manifestándose en forma de baja autoestima (Cui et al, 2014), bajo rendimiento (Pinquart, 2016), internalización o externalización de los problemas (Hoeve et al., 2009; Pinquart, 2017). En terminología de Tomsik & Ceresnik (2017), un estilo de crianza integrador y liberal apoya las dimensiones de la personalidad como la conciencia, la extraversión y la apertura, mientras que los estilos de crianza autocráticos e indiferentes apoyan el neuroticismo.

Como líneas de trabajo futuras, además de lo señalado anteriormente, creemos que sería provechoso utilizar el procedimiento de análisis de conglomerados de *k*-medias, siguiendo la propuesta de Calders et al. (2020). Estudiar la relación entre las variables personales y contextuales con la pertenencia a los conglomerados. Otras líneas interesantes son analizar la influencia en los hijos e hijas (en su autoestima y autopercepción) del hecho que los padres no compartan el mismo estilo parental, en línea con el estudio de Pratt et al. (2019), o analizar si el estilo de crianza de uno de los padres influye más que el del otro en el rendimiento académico de los hijos. Se trata, por tanto, de un ámbito de estudio con un gran potencial de influencia positiva en el desarrollo de comportamientos parentales adecuados, y con amplias posibilidades de investigación, que deberán ser abordadas en sucesivos estudios.

5. Referencias bibliográficas

- Afifi, A.A. & Clark, V. (1997). *Computer aided multivariate analysis*. Chapman & Hall / CRC.
- Almerich, G., Suárez, J., Jornet-Meliá, J.M. & Orellana, N. (2011). Las competencias y el uso de las Tecnologías de la Información y Comunicación por el profesorado: estructura dimensional. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 13(1), 28-42. <http://redie.uabc.mx/vol13no1/contenidoalmerichsuarez.html>.

- Baugh, E. & Davis, C. (2016). The Influence of Perceived Parenting Style and Contraceptive Self-Efficacy on College Student Contraceptive Use. *Marriage & Family Review*, 52(8), 764-780. <https://doi.org/10.1080/01494929.2016.1157558>.
- Baumrind, D. (1966). Effects of authoritative parental control on child behavior. *Child Development*, 37, 887-907. <https://doi.org/10.2307/1126611>.
- Baumrind, D. (2012). Differentiating between confrontive and coercive kinds of parental power-assertive disciplinary practices. *Human Development*, 55, 35-51. <https://doi.org/10.1159/000337962>.
- Boone, W., Staver, J. & Yale, M. (2014). *Rasch Analysis in the Human Sciences*. Springer. <https://10.1007/978-94-007-6857-4>.
- Brown, L., & Iyengar, S. (2008). Parenting styles: The impact on student achievement. *Marriage & Family Review*, 43(1), 14-38.
- Bisquert, M. (2017). Diseño y validación de un instrumento para evaluar los Estilos Educativos Familiares. EVALEF. Tesis doctoral. Universitat de València.
- Castro, T. & Cortina, C. (2018). Madres sin pareja: un modelo familiar emergente. *Tiempo de paz*, 130, 11-22. <http://hdl.handle.net/10261/219810>.
- Calders, F., Bijttebier, P., Bosmans, G., Ceulemans, E., Colpin, H., Goossens, L., Van Den Noortgate, W., Verschueren, K. & Van Leeuwen, K. (2020). Investigating the interplay between parenting dimensions and styles, and the association with adolescent outcomes. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 29, 327-342. <https://doi.org/10.1007/s00787-019-01349-x>.
- Cardona, M.L. (2011). Las Familias en los Estudios de Evaluación de Sistemas Educativos. Validación de un Cuestionario de Estilos Educativos Familiares. *I Jornadas Doctorales de Castilla-La Mancha*.
- Cardona, M.L., Perales, M.J. & Gómez-Costa, D. (2009). Familia y transformación social. Análisis del papel de las familias en los estudios de evaluación de sistemas educativos. Introducción al estudio de validación de un cuestionario. Conferencia invitada en *XIV Congreso de AIDIPE: Educación, investigación y desarrollo social*. Universidad de Huelva.
- Cui L., Morris A.S., Criss M.M., Houltberg B.J. & Silk J.S. (2014). Parental psychological control and adolescent adjustment: the role of adolescent emotion regulation. *Parent Sci Pract*, 14(1), 47-67. <https://doi.org/10.1080/15295192.2014.880018>.
- De Montigny, F. & Lacharité, C. (2005). Perceived parental efficacy: concept analysis. *Journal of Advanced Nursing*, 49, 387-396.
- Elosua, P. & Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901. <http://www.psicothema.com/psicothema.asp?id=3572>.
- Georgiou, S. & Symeou, M. (2017). Externalizing and internalizing behaviours in adolescence, and the importance of parental behavioural and psychological control practices. *J Adolesc*, 60, 104-113. <https://doi.org/10.1016/j.adole.science.2017.07.007>
- Gralewski, J. & Jankowska, D.M. (2020). Do parenting styles matter? Perceived dimensions of parenting styles, creative abilities and creative self-beliefs in adolescents. *Thinking Skills and Creativity*, 38, 100709. <https://doi.org/10.1016/j.tsc.2020.100709>
- González-Montesinos, M. (2016). *Modelo métrico Rasch. Fundamentación Implementación e Interpretación de la Medida en Ciencias Sociales*. La Muralla
- González-Such, J., Sancho-Álvarez, C. & Sánchez-Delgado, P. (2016). Cuestionarios de contexto PISA: Un estudio sobre los indicadores de evaluación. *RELIEVE*, 22(1), art. M7. <http://dx.doi.org/10.7203/relieve.22.1.8274>
- Guttman, L. (1954). Some necessary conditions for common-factor analysis. *Springer*, 9(1), 1-16. <https://doi.org/10.1007/BF02289162>
- Hibbard, D.R. & Walton, G.E. (2014). Exploring the development of perfectionism: The influence of parenting style and gender. *Social Behavior and Personality: an international journal*, 42(2), 269-278.
- Hoeve, M., Dubas J.S., Eichelsheim, V.I., Van Der Laan PH, Smeenk W. & Gerris J.R.M. (2009) The relationship between parenting and delinquency: a meta-analysis. *J Abnorm Child Psychol*, 37(6), 749-775. <https://doi.org/10.1007/s10802-009-9310-8>
- Jornet-Meliá, J.M. (2016). Methodological analysis of the PISA international evaluation. *RELIEVE*, 22(1), art. M1. <http://dx.doi.org/10.7203/relieve.22.1.8293>
- Kaiser, H.F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151. <https://doi.org/10.1177/001316446002000116>.
- Lee, S.M., Daniels, M.H. & Kissinger, D.B. (2006) Parental influences on adolescent adjustment: parenting styles versus parenting practices. *Fam J*, 14(3), 253-259.
- Litchford, M.R., Savoie Roskos, H.W. & Wengreen, H. (2020). Influence of fathers on the feeding practices and behaviors of children: A systematic review April. *Appetite*, 147, 104558. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2019.104558>.
- Maccoby, E.E., & Martín, J. A. (1983). Socialization in the context of the family: Parent-child interaction. En E. M. Hetherington & P.H. Mussen (Eds), *Handbook of child psychology: Socialization, personality and social development*, Vol.4 (pp. 1-101). New York: Wiley.
- Masters, G.N. & Wright, B.D. (1997). The Partial Credit Model. En W. J. Van der Linden & R. K. Hambleton (Eds.). *Handbook of Modern Item Response Theory*, (pp. 101-121). Springer. <https://doi.org/10.1007/978-1-4757-2691-66>.
- Meyer, A. & Wissemann, K. (2020). Controlling parenting and perfectionism is associated with an increased error-related negativity (ERN) in young adults. *Social cognitive and affective neuroscience*, 15(1), 87-95. <https://doi.org/10.1093/scan/nsaa018>
- Molina, O. & Espinosa de los Monteros, E. (2010). Rotación en análisis de componentes principales categórico: un caso práctico. *Metodología de Encuestas*, 12, 63-88.
- Pinquart, M. (2016). Associations of parenting styles and dimensions with academic achievement in children and adolescents: a meta-analysis. *Educ Psychol Rev*, 28(3), 475-493. <https://doi.org/10.1007/s10648-015-9338-y>
- Pinquart, M. (2017). Associations of parenting dimensions and styles with externalizing problems of children and adolescents: An updated meta-analysis. *Developmental Psychology*, 53(5), 873-932. <https://doi.org/10.1037/dev0000295>
- Pratt, M., Hoffmann, D., Taylor, M. & Musher-Eizenman, D. (2019). Structure, coercive control, and autonomy promotion: A comparison of fathers' and mothers' food parenting strategies. *Journal of Health Psychology*, 24(13), 1863-1877. <https://doi.org/10.1177/1359105317707257>.

- Riquelme, V., Sahuquillo, P. & Cánovas, P. (2020). Transitando la Ruptura Familiar: Una Aproximación Hacia la Coordinación de Parentalidad. *Cuestiones Pedagógicas. Revista de Ciencias de la Educación*. 1(29), 77–89. <https://doi.org/10.12795/CP.2020.i29.06>.
- Tomsik, R. & Ceresnik, M. (2017). Adolescent's Personality Through Big Five Model: The Relation with Parenting Styles. *Ad Alta-Journal of Interdisciplinary Research*, 7(21), 225-231.
- Thompson, A., Hollis, Ch. & Richards, D. (2003). Authoritarian parenting attitudes as a risk for conduct problems. Results from a British national cohort study. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 12, 84–91. <https://10.1007/s00787-003-0324-4>.
- Torio, S. (2008). Estilos educativos parentales: revisión bibliográfica y reformulación teórica. *Teoría de la Educación. Revista Interuniversitaria*, 20, 151-178. <https://doi.org/10.14201/988>.
- Torio, S., Peña, J.V. & Inda, M. (2008). Estilos de educación familiar. *Psicothema*, 20(1), 62-70. <https://www.psicothema.com/pi?pii=3430>.
- Williams, K. & Ciarrochi, J. (2020). Perceived parenting styles and values development: A longitudinal study of adolescents and emerging adults. *Journal of Research on Adolescence*, 30, 541-558. <https://doi.org/10.1111/jora.12542>.
- Wright, B.D. & Linacre, J.M. (1994). Reasonable mean-square fit values. *Rasch Measurement Transactions*, 8, 370-371. <https://www.rasch.org/rmt/rmt83b.htm>.