

■ Adaptación española y propiedades psicométricas de la Escala de Parentalidad y Ajuste Familiar (PAFAS)

Francisca Fariña¹, Dolores Seijo², David Tomé¹, y Bárbara Castro²

¹Grupo PS1, Universidad de Vigo (España)

²Unidad de Psicología Forense, Universidad de Santiago de Compostela (España)

Resumen

El cuestionario Parenting and Family Adjustment Scales (PAFAS), que incluye las subescalas de *Parenting Scale* y *Family Adjustment Scale*, se creó con el fin de realizar evaluaciones breves y eficientes acerca de la competencia parental, las relaciones paterno-filiales y el ajuste familiar. El objetivo del presente trabajo es el de adaptar dicho cuestionario al contexto español y estimar sus propiedades psicométricas, de forma que pueda ser utilizada con garantías científicas para medir el ajuste y funcionamiento de progenitores españoles. La muestra estuvo compuesta por 2618 madres y padres de diferentes entornos socioeconómicos. Los ítems que formaron parte del instrumento se adaptaron de acuerdo con los autores de la escala original. Se emplearon análisis factoriales exploratorios y confirmatorios con el fin de analizar la estructura del cuestionario. Posteriormente se llevaron a cabo análisis de fiabilidad para cada uno de los factores y de invarianza del modelo de medida en ambas subescalas. Como consecuencia, se obtuvo un instrumento formado por 20 ítems, distribuidos en dos subescalas y cinco factores, con buenos índices de fiabilidad y ajuste para evaluar la adaptación parental y familiar en población española. La subescala de Parentalidad conformada por los factores Parentalidad coercitiva (PC), Estimulación positiva (EP) y Relaciones materno/paternos filiales (RMP) y la subescala de Ajuste Familiar, conformada por los factores Ajuste parental (AP) y Ajuste familiar (AF). El instrumento obtenido posibilita una medida válida, fiable, breve y comprensiva para evaluar los estilos parentales y el ajuste familiar de los progenitores españoles.

Palabras clave: parentalidad; ajuste parental; ajuste familiar; crianza; PAFAS.

Abstract

Spanish adaptation and psychometric properties of Parenting and Family Adjustment Scale (PAFAS). In order to conduct brief and efficient assessments of parental competence, parental-subsidiary relationships and family adjustment, the Parenting and Family Adjustment Scales (PAFAS) was created with the Parenting Scale and Family subscales Adjustment Scale. The objective of this work is to adapt this questionnaire to the Spanish context to be used for the evaluation of Spanish parental functioning, updating its psychometric properties. The sample consisted of 2618 parents from different socioeconomic backgrounds. The items that were part of the instrument were adapted in agreement with the original authors. Exploratory and confirmatory factorial analyses were used to analyse the structure of the questionnaire. Reliability analyses were then carried out for each of the factors and invariance of the measurement model at both subscales. As a result, an instrument consisting of 20 items, two subscales and five factors was obtained that proved reliable to measure family and parental functioning in Spain. The Parenting Scale made by Coercive parenting (PC), Positive encouragement (EP) and Parent-child relationship (RMP) factors and the Family Adjustment Scale, made by Parental adjustment (AP) and Family adjustment (AF) factors. The instrument obtained makes it possible to measure the parental styles and family adjustment of Spanish parents.

Keywords: parenting; parenting adjustment; family adjustment; rearing; PAFAS.

Recientemente, ha aumentado la cultura de los programas basados en la evidencia, que tienen por objetivo el entrenamiento de la competencia cognitiva (e.g., ejercicio de la parentalidad positiva, resolución de problemas, control emocional) como prevención de problemas conductuales y emocionales de los

niños, adolescentes y adultos (Arias, Arce, Vázquez & Marcos, 2020; Baumann et al., 2015; Gallego, Novo, Fariña & Arce, 2019; Gardner, Montgomery, y Knerr, 2016; Kazdin et al., 2018; Novo, Fariña, Seijo, Vázquez & Arce, 2019). Para analizar las necesidades de cada familia se ha de contar con buenos instrumentos

Correspondencia:

Dolores Seijo.

Facultat de Psicologia, Universitat de Santiago de Compostela, A Coruña, España

c/José María Suárez Núñez, S/N

E.mail: mariadolores.seijo@usc.es

de medida que evalúen su funcionamiento, las características de los hijos o el ajuste parental. En el ámbito internacional existen cuestionarios dirigidos a evaluar la calidad del cuidado de los hijos (Vermeer, van Ijzendoorn, Cárcamo & Harrison, 2016), los niveles de vulnerabilidad y ajuste (Seward, Bayliss & Ohan, 2018), o el bienestar y comportamiento adaptativo (Rosanbalm et al., 2016). El contexto español también dispone de instrumentos que permiten la autoeficacia parental o las dificultades de los niños o adolescentes (Cantero-García & Alonso-Tapia, 2017; Cutrín, Maneiro, Sobral & Gómez-Fraguela, 2019; Fariña, Arce, Tomé & Seijo, 2020; Mejía, Filus, Calam, Morawska & Sanders, 2016; Valiente, Magaz, Chorot & Sandín, 2016; Vázquez, et al., 2019). Con el objetivo de realizar evaluaciones eficientes, se creó el *Parenting and Family Adjustment Scales* (PAFAS; Sanders, Morawska, Haslam, Filus, & Fletcher, 2014) que permite medir de forma breve gran cantidad de las variables presentes en las anteriores escalas, al evaluar cinco dominios del funcionamiento parental y familiar, conocidos como factores de riesgo para los problemas comportamentales y emocionales en los niños: 1) Prácticas parentales definidas por estrategias que promueven un comportamiento positivo y prosocial; 2) Calidad de la relación paterno-filial, entendida como el nivel de calidez recíproca y la satisfacción parental respecto de la relación con el hijo; 3) Ajuste emocional al rol parental, definido como el nivel de estrés, depresión y ansiedad experimentado por el progenitor; 4) Relaciones familiares positivas, delimitadas por el nivel de apoyo y la existencia de un ambiente libre de conflictos; y 5) Trabajo parental en equipo, entendido como el apoyo social recibido por el otro progenitor en el rol parental. Aunque este cuestionario ha sido adaptado para progenitores panameños (Mejía, Filus, Calam, Morawska, & Sanders, 2015), se considera importante analizar las propiedades psicométricas del cuestionario en progenitores españoles (Muñiz, Elosua y Hambleton, 2013), con objeto de valorar la influencia de la socialización y del contexto cultural en los estilos parentales y en el ajuste familiar. Sin embargo, esta adaptación no es necesaria en los instrumentos psicométricos en su uso forense dado que la psicopatología (Redondo, Fariña, Seijo, Novo & Arce, 2019), la (di)simulación (Fariña, Redondo, Seijo, Novo & Arce, 2017), la psicopatía (Salvador, Arce, Rodríguez-Díaz & Seijo, 2017) o las capacidades parentales (Arce, Fariña & Seijo, 2005) son universales y proporcionan impresiones diagnósticas que requieren de una validación con otras medidas (entrevista) o un criterio de decisión estricto. En consecuencia, en ocasiones sólo se precisa la comprensión de los enunciados por parte de los evaluados. Por todo ello, en el presente trabajo se buscó adaptar el PAFAS al contexto español, de forma que pueda ser utilizada para medir el ajuste y funcionamiento de progenitores españoles.

Método

Participantes

La muestra estuvo compuesta por 2618 progenitores españoles (76.9% mujeres, 23.1% hombres). La edad estaba entre los 21 y 66 años ($M = 40.17$; $DT = 5.55$). El 7.9% tenía estudios primarios, el 17.8% secundarios, el 33.7% de formación profesional y el 37% universitarios. En cuanto al estatus económico, el 59.5% trabajaba a tiempo completo, el 17.2% a tiempo parcial y el 16.4% estaba desempleado. La edad de sus hijos se situó entre 1 y 12

años ($M = 7.13$ años; $DT = 2.73$), siendo el 50.1% varones y el 49.2% mujeres. La relación de los participantes con los hijos fue la siguiente: el 17.5% eran padres biológicos, el 81.2% madres biológicas y el 8% padrastros/ madrastras. En cuanto al estado civil, el 73.9% estaban casados, el 13.5% convivían juntos, el 8.5% estaban divorciados, el 3.2% estaban solteros y el .3% estaban viudos. El 4.3% de los progenitores tenía hijos de relaciones previas.

Instrumento

En la adaptación del *Parenting and Family Adjustment Scales* (PAFAS; Sanders et al., 2014) al contexto español se partió de los ítems del PAFAS en Centroamérica (Mejía et al., 2015). Esta versión estaba dividida en dos subescalas, "*Parenting Scale*" (con 16 ítems) y "*Family Adjustment Scale*" (con 8 ítems). La primera subescala contó con 4 factores, "*Parental consistency*", "*Coercive parenting*", "*Positive encouragement*" y "*Parent-child relationship*". La segunda subescala con 2 factores, "*Parental adjustment*" y "*Family adjustment*". Los indicadores de fiabilidad (índice H), de cada uno de los factores de la adaptación de Mejía et al. (2015), fueron razonables (.65-.95), de igual manera que el coeficiente test-retest. Para conseguir las puntuaciones totales de cada escala, y obtener el resultado final, se deben sumar las puntuaciones obtenidas en cada ítem. Los progenitores responden, en qué medida cada enunciado es correcto para su situación, en una escala tipo Likert, con 4 alternativas de respuesta, (0.- Nunca; 1.- Pocas/algunas veces; 2.- Bastantes/muchas veces; 3.- La mayoría de las veces/siempre). Los datos sociodemográficos de la muestra fueron recogidos mediante la elaboración de un cuestionario post hoc.

Procedimiento

Con objeto de adaptar los ítems de la versión de Mejía et al. (2015) al contexto de España, se siguieron las fases propuestas por Muñiz et al. (2013). Después de haber obtenido la licencia inicial para realizar la investigación por parte del comité de bioética de la Universidad de Santiago de Compostela, se contactó con los autores originales del PAFAS para obtener su permiso. A continuación, valorando la versión original en inglés, y la adaptación existente en español, se llevó a cabo un nuevo proceso de doble traducción entre ambos idiomas por personas expertas en ciencias sociales y psicología. Este proceso implicó realizar modificaciones en la redacción de algunos elementos para adaptarlos al contexto de España. El instrumento resultante fue revisado por dos profesores de Lengua Española, quienes estimaron que su redacción era correcta y comprensible para la población española adulta. Posteriormente se realizaron entrevistas cognitivas con grupos piloto para saber si los nuevos ítems eran comprensibles o si existían ambigüedades. Tras no detectarse problemas con los ítems, la siguiente fase supuso contactar con colegios procedentes de localizaciones y entornos socioeconómicos variados. La dirección de las escuelas fue la encargada de informar a los padres y madres acerca de los objetivos de la investigación y de la opción de participar cubriendo los cuestionarios de forma anónima y voluntaria. Las instrucciones para cubrir el cuestionario se escribieron en cada uno de los documentos entregados, que fueron devueltos junto con un consentimiento informado acerca de la cesión de datos de sus hijos e hijas. Como criterio de inclusión se esta-

bleció que los progenitores debían tener un hijo con edad igual o menor de 12 años. Los datos se trataron de acuerdo a la normativa española vigente de protección de datos.

Análisis de datos

Los análisis de datos se efectuaron secuencialmente mediante los paquetes estadísticos IBM SPSS (versión 25) e IBM AMOS (versión 25). Se comenzó calculando los estadísticos descriptivos de los 24 ítems a adaptar. Posteriormente, se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio resultando seleccionados 23 ítems para continuar con los análisis. Para conocer mejor el ajuste del modelo de medida, se llevaron a cabo procesos característicos del análisis confirmatorio. Se estimó la fiabilidad de los factores mediante el coeficiente H. Por último, se calculó la invarianza del modelo de medida en función del sexo de los hijos e hijas.

Resultados

Estadísticos descriptivos

Los valores mínimos y máximos de los 24 ítems que componían el cuestionario original se ofrecen en la Tabla 1. De igual manera, se recogen los estadísticos de la media (M), desviación típica (DT), asimetría y curtosis. El rango de los valores de la media estuvo entre .59 (ítem 6) y 2.95 (ítem 13). Las desviaciones típicas presentaron valores inferiores a .92. En cuanto a los valores de asimetría, estos fueron negativos para mayoría de los ítems (exceptuando los ítems 2, 4, 6, 8, 9 y 11). Por su parte, la curtosis fue positiva para todos los ítems excepto los ítems 1, 2, 3, 4 y 9.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de los ítems

| Ítems | Rango | M (DT) | Asimetría E.T. = .048 | Curtosis E.T. = .096 |
|---------|-------|--------------|--------------------------|-------------------------|
| ÍTEM 1 | 0 - 3 | 1.95 (.82) | -.39 | -.44 |
| ÍTEM 2 | 0 - 3 | 1.54 (.89) | .06 | -.73 |
| ÍTEM 3 | 0 - 3 | 2.04 (.92) | -.71 | -.35 |
| ÍTEM 4 | 0 - 3 | 1.58 (.82) | .18 | -.58 |
| ÍTEM 5 | 0 - 3 | 2.52 (.7) | -1.43 | 1.65 |
| ÍTEM 6 | 0 - 3 | .59 (.75) | 1.21 | .98 |
| ÍTEM 7 | 0 - 3 | 2.59 (.69) | -1.79 | 2.97 |
| ÍTEM 8 | 0 - 3 | .62 (.71) | 1.14 | 1.33 |
| ÍTEM 9 | 0 - 3 | 1.28 (.91) | .33 | -.65 |
| ÍTEM 10 | 0 - 3 | 2.49 (.74) | -1.57 | 2.34 |
| ÍTEM 11 | 0 - 3 | 1.19 (.64) | .6 | .91 |
| ÍTEM 12 | 0 - 3 | 2.71 (.52) | -1.77 | 3.22 |
| ÍTEM 13 | 0 - 3 | 2.95 (.27) | -.7 | 58.09 |
| ÍTEM 14 | 0 - 3 | 2.92 (.3) | -4.38 | 21.9 |
| ÍTEM 15 | 0 - 3 | 2.91 (.3) | -3.85 | 17.09 |
| ÍTEM 16 | 0 - 3 | 2.87 (.38) | -3.44 | 13.7 |
| ÍTEM 17 | 0 - 3 | 2.5 (.65) | -1.25 | 1.47 |
| ÍTEM 18 | 0 - 3 | 2.21 (.78) | -.83 | .37 |
| ÍTEM 19 | 0 - 3 | 2.41 (.66) | -.93 | .63 |
| ÍTEM 20 | 0 - 3 | 2.52 (.57) | -.89 | .51 |
| ÍTEM 21 | 0 - 3 | 2.34 (.81) | -1.23 | 1 |
| ÍTEM 22 | 0 - 3 | 2.58 (.73) | -1.96 | 3.52 |
| ÍTEM 23 | 0 - 3 | 2.64 (.58) | -1.7 | 2.88 |
| ÍTEM 24 | 0 - 3 | 2.63 (.61) | -1.66 | 2.6 |

Nota. M = Media; DT = Desviación típica; E.T. = Error típico.

Análisis factorial exploratorio

Tanto para la subescala “Parenting Scale” como para “Family Adjustment Scale” la reducción de dimensiones del análisis factorial exploratorio se realizó a través del método de extracción “Máxima verosimilitud”, mientras que el método de rotación fue “Oblimin directo”. Los resultados de ambos procedimientos se ofrecen en las Tablas 2 y 3.

Tabla 2. Matriz factorial rotada para Parenting Scale

| Ítem | Factor | | | |
|-------------|--------|------|------|------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 |
| ÍTEM 14 | .716 | | | |
| ÍTEM 15 | .67 | | | |
| ÍTEM 13 | .551 | | | |
| ÍTEM 16 | .540 | | | |
| ÍTEM 4 | | .612 | | |
| ÍTEM 11 | | .593 | | |
| ÍTEM 9 | | .550 | | |
| ÍTEM 8 | | .518 | | |
| ÍTEM 6 | | .449 | | |
| ÍTEM 5 | | | .642 | |
| ÍTEM 7 | | | .63 | |
| ÍTEM 2 | | | .351 | |
| ÍTEM 1 | | | | .561 |
| ÍTEM 10 | | | | .468 |
| ÍTEM 3 | | | | .37 |
| ÍTEM 12 | | | | |
| Autovalores | 3.11 | 2.32 | 1.3 | 1.17 |

Nota. La rotación convergió en 5 iteraciones. El valor de la medida de adecuación muestral, Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) fue adecuado (KMO = .798), de igual manera que la Prueba de esfericidad de Bartlett, χ^2 (gl = 120) = 6468.065; $p < .001$. El modelo con 4 factores explica el 49.33% de la varianza.

Tabla 3. Matriz factorial rotada para Family Adjustment Scale

| Ítem | Factor | |
|-------------|--------|------|
| | 1 | 2 |
| ÍTEM 23 | .832 | |
| ÍTEM 24 | .709 | |
| ÍTEM 22 | .477 | |
| ÍTEM 21 | .357 | |
| ÍTEM 17 | | .697 |
| ÍTEM 18 | | .545 |
| ÍTEM 19 | | .512 |
| ÍTEM 20 | | .333 |
| Autovalores | 3.06 | 1.17 |

Nota. La rotación convergió en 7 iteraciones. El valor KMO (.776) y la Prueba de esfericidad de Bartlett fueron satisfactorios, χ^2 (gl = 28) = 4645.84; $p < .001$. El modelo con 2 factores explica el 52.9% de la varianza.

El número de ítems y factores finales se determinó atendiendo al cumplimiento de que a) los autovalores debían ser más grandes que 1, y b) los factores debían contar con un mínimo de 3 ítems. De esta manera, el ítem 12 fue eliminado de la solución final. Las nuevas subescalas quedarán configuradas por los ítems y factores mostrados en la Tabla 4. En los siguientes análisis, se tendrán en cuenta únicamente estos 23 ítems.

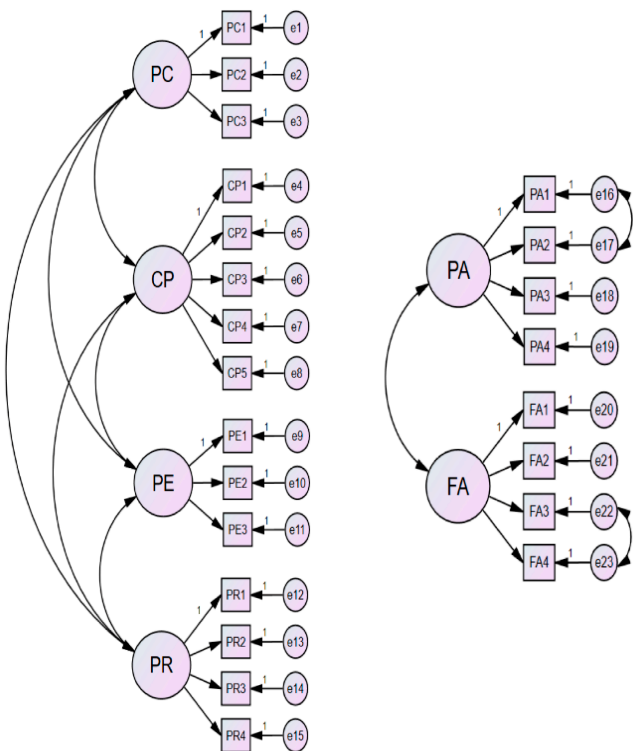
Tabla 4. Nomenclatura original de ítems y factores de las subescalas del PAFAS

| Subescala | Factor | Ítems originales | Nueva nomenclatura | M | DT |
|--------------------------------|-----------------------------|------------------|--------------------|------|------|
| Parenting Scale | Parental consistency (PC) | 1; 3; 10 | PC1; PC2; PC3 | 2.16 | 0.59 |
| | Coercive parenting (CP) | 4; 6; 8; | CP1; CP2; | 1.05 | 0.51 |
| | | 9; 11 | CP3; CP4; CP5 | | |
| | Positive encouragement (PE) | 2; 5; 7 | PE1; PE2; PE3 | 2.21 | 0.54 |
| Parent-child relationship (PR) | | 13; 14; 15; | PR1; PR2; PR3 | 2.92 | 0.23 |
| | | 16 | | | |
| Family Adjustment Scale | Parental adjustment (PA) | 17; 18; 19; | PA1; PA2; | 2.41 | 0.46 |
| | | 20 | PA3; PA4 | | |
| | Family adjustment (FA) | 21; 22; 23; | FA1; FA2; | 2.55 | 0.51 |
| | | 24 | FA3; FA4 | | |

Análisis factorial confirmatorio

En función de la estructura obtenida mediante el análisis factorial exploratorio, se especificó un modelo para cada una de las subescalas del PAFAS, que conforman la Figura 1.

Figura 1. Modelo factorial para ambas subescalas



Se consiguió evitar la infra-identificación de los modelos para ambas subescalas fijando la varianza de los factores y errores a la unidad, dejando libres 23 cargas factoriales y 23 correlaciones. Los parámetros se estimaron a través del método Máxima verosimilitud, obteniendo significación estadística en todos ellos ($p < .001$). Los índices de bondad de ajuste para cada modelo, correspondiente a cada una de las subescalas del

PAFAS, se ofrecen en la Tabla 5. Con relación a los valores de las cargas factoriales (λ) y de las varianzas de error (δ), se pueden consultar en la Tabla 6.

Tabla 5. Índices de bondad de ajuste

| Subescala | $\chi^2(g)$ | χ^2/gl | GFI | TLI | CFI | NFI | RMSEA | SRMR |
|-------------------------|-------------|-------------|-----|-----|-----|-----|---------------|------|
| Parenting Scale | 424.84(84)* | 5.06 | .98 | .93 | .94 | .93 | .04[.03, .04] | .039 |
| Family Adjustment Scale | 193.97(17)* | 11.41 | .98 | .94 | .96 | .96 | .06[.05, .07] | .04 |

Nota. * $p < .001$; GFI = Goodness of Fit Index; TLI = Tucker-Lewis Index; CFI = Comparative Fit Index; NFI = Normed Fit Index; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation [IC 90%]; SRMR = Standardized Root Mean Square Residual.

Tabla 6. Cargas factoriales y varianzas de error de los ítems

| Factor | Ítem | Carga factorial (λ) | Varianza de error (δ) |
|---------------------------|------|-------------------------------|--------------------------------|
| Parental consistency | PC1 | .47 | .78 |
| | PC2 | .58 | .66 |
| | PC3 | .47 | .78 |
| Coercive parenting | CP1 | .62 | .62 |
| | CP2 | .47 | .78 |
| | CP3 | .5 | .75 |
| | CP4 | .54 | .71 |
| | CP5 | .62 | .62 |
| Positive encouragement | PE1 | .28 | .92 |
| | PE2 | .74 | .45 |
| | PE3 | .6 | .64 |
| Parent-child relationship | PR1 | .58 | .66 |
| | PR2 | .69 | .52 |
| | PR3 | .68 | .54 |
| | PR4 | .53 | .62 |
| Parental adjustment | PA1 | .57 | .68 |
| | PA2 | .37 | .86 |
| | PA3 | .71 | .50 |
| | PA4 | .5 | .75 |
| Family adjustment | FA1 | .74 | .45 |
| | FA2 | .7 | .51 |
| | FA3 | .53 | .72 |
| | FA4 | .47 | .78 |

El modelo de la subescala *Parenting Scale* se sobre-identificó con 120 elementos en la matriz de varianzas-covarianzas, contando con 36 parámetros para estimar (15 cargas factoriales, 15 varianzas de error y 6 correlaciones entre factores), con 84 grados de libertad. Las correlaciones ítem-total corregidas fueron superiores a .3 para todos los ítems menos PE1 (.24). Por su parte, las correlaciones entre factores que aparecen en la Figura 1 fueron significativas, con excepción de las establecidas entre PE con PC y CP.

En cuanto a la subescala de *Family Adjustment Scale*, se sobreidentificó con 36 elementos en la matriz de varianzas-covarianzas, con 19 parámetros para la estimación (8 cargas factoriales, 8 varianzas de error y una correlación entre factores), y 17 grados de libertad. Las correlaciones ítem-total corregidas fueron superiores a .4 para todos los ítems, y la correlación entre los dos factores fue significativa ($r = .64$; $p < .001$). El

modelo estadístico indicó que se podían añadir correlaciones entre los errores de los ítems PA1 y PA2 y entre los ítems FA3 y FA4. Estos ítems muestran una gran relación de constructo y el hecho de correlacionar sus errores permite conseguir un mejor ajuste a los datos (Kline, 2011).

Análisis de fiabilidad

Con el objetivo de tener una medida de la fiabilidad para cada factor de las subescalas, se calculó el coeficiente H. Los datos de los coeficientes para cada uno de los factores se ofrecen en la Tabla 7. En vista de que el factor *Parental consistency* no alcanzó el mínimo exigido para considerar el coeficiente H aceptable (Mejía et al., 2015), se eliminó del modelo de medida de la subescala *Parental Adjustment*. El nuevo modelo de la subescala, sin dicho factor, obtuvo unos buenos datos de ajuste: $\chi^2(N = 51) = 226.41$; $p < .001$; $GFI = .99$; $TLI = .95$; $CFI = .96$; $NFI = .95$; $RMSEA = .04[.03, .04]$; $SRMR = .036$.

La subescala *Parenting Scale* quedó finalmente constituida por 3 factores, *Coercive parenting* ($H = .69$); *Positive encouragement* ($H = .65$) y *Parent-child relationship* ($H = .73$), mientras que la subescala *Family Adjustment Scale* se conformó con los factores de *Parental adjustment* ($H = .67$) y *Family adjustment* ($H = .74$). El texto de cada uno de los ítems finales del PAFAS, así como el nombre de cada una de las subescalas y factores traducidos al español puede consultarse en la Figura 2.

Figura 2. Instrucciones, ítems y factores finales de la actualización psicométrica del PAFAS en España

| |
|---|
| INSTRUCCIONES: Lea cada enunciado y, considerando las últimas 4 semanas, indique en qué medida es correcto para usted siguiendo la escala: 0.- Nunca; 1.- Pocas o algunas veces; 2.- Bastantes/muchas veces; 3.- La mayoría de las veces/siempre. No existen respuestas correctas o incorrectas. No se detenga en exceso en cada enunciado. |
| ITEMS: |
| 1. Complazco a mi hijo/a con un premio o actividad divertida por haberse portado bien |
| 2. Grito o me enfado con mi hijo/a cuando se porta mal |
| 3. Elogio a mi hijo/a cuando se porta bien |
| 4. Cuando se porta mal mi hijo/a, para darle una lección, le hago sentir mal a propósito (p.ej.: culpa o remordimiento) |
| 5. Cuando mi hijo/a se comporta bien respondo, por ejemplo, con abrazos, guiños de ojo, sonrisas o besos |
| 6. Doy un azote a mi hijo/a cuando se porta mal |
| 7. Discuto con mi hijo/a sobre su mal comportamiento o actitud |
| 8. Me enfado con mi hijo/a |
| 9. Disfruto cuando abrazo, beso o acurruco a mi hijo/a |
| 10. Estoy orgulloso/a de mi hijo/a |
| 11. Disfruto pasando tiempo con mi hijo/a |
| 12. Tengo una buena relación con mi hijo/a |
| 13. Me siento feliz |
| 14. Me siento triste o deprimido/a |
| 15. Me siento satisfecho/a con mi vida |
| 16. Soy capaz de hacer frente a las exigencias emocionales de ser padre/madre |
| 17. Mi pareja y yo trabajamos como un equipo en nuestra labor de progenitores |
| 18. Tengo una buena relación con mi pareja |
| 19. Los miembros de nuestra familia se ayudan y apoyan unos a otros |
| 20. Los miembros de nuestra familia se llevan bien entre sí |

| Subescalas | Factor | Ítems |
|------------|--------|-------------------|
| AP | PC | 2, 4, 6, 7, 8 |
| | EP | 1, 3, 5 |
| | RMP | 9, 10, 11, 12 |
| AF | AP | 13, 14(i), 15, 16 |
| | AF | 17, 18, 19, 20 |

Nota. i = puntuación invertida.

Invarianza del modelo de medida

Con la intención de obtener evidencia acerca de la invarianza del modelo de medida, para ver si la estructura factorial es equivalente a través de diferentes valores de un moderador multigrupal, se dividió la muestra de progenitores en dos, en función del sexo de los hijos e hijas. Se obtuvo un grupo formado por 1311 progenitores con hijos, y otro grupo formado por 1289 progenitores con hijas. Siguiendo el criterio de Cheung y Rensvold (2002) se calcularon las diferencias en el indicador CFI entre un modelo *unconstrained* y un modelo *constrained*, las cuales se pueden apreciar en la Tabla 7. Siguiendo el criterio de Cheung y Rensvold (2002), la diferencia entre los dos modelos no superó el valor de .01 en ninguna de las dos subescalas del PAFAS, por lo que se concluye que existe homogeneidad o invarianza en el modelo de medida. La estructura factorial del cuestionario es la misma a lo largo de toda la muestra para ambas subescalas.

Tabla 7. Diferencias entre modelos en el CFI en los modelos de medida

| Subescala | CFI - Modelo <i>unconstrained</i> | CFI - Modelo <i>constrained</i> | Diferencias en CFI |
|--------------------------------|-----------------------------------|---------------------------------|--------------------|
| <i>Parenting Scale</i> | .96 | .95 | .01 |
| <i>Family Adjustment Scale</i> | .96 | .96 | .0 |

Discusión

El presente trabajo tenía como objetivo adaptar la versión española del PAFAS (Mejía et al., 2015; Sanders et al., 2014) al contexto de España, actualizando sus propiedades psicométricas. La revisión teórica ha permitido comprobar la importancia de tener instrumentos adaptados culturalmente que permitan analizar el funcionamiento familiar y el ajuste parental. Esta evaluación resultará fundamental, tanto para la creación de programas que mejoren la parentalidad positiva (Ramos, Vázquez, Pasarín, & Artazcoz, 2016), como para comprender la participación y el compromiso de los progenitores en la participación en dichos programas (Chacko et al., 2016).

Los resultados obtenidos con la adaptación del instrumento de este estudio, reflejan una estructura similar a la versión original, con dos subescalas *Parenting Scale* y *Family Adjustment Scale*. El análisis factorial exploratorio y el análisis factorial confirmatorio se usaron de forma complementaria (Gorsuch, 1997), de esta forma, la estructura original del PAFAS para España pudo ser replicada con la salvedad de la eliminación del ítem 12, al no formar parte de ningún factor (Osborne, 2008). Se conformó un cuestionario de 23 ítems, con 4 factores en

la subescala de *Parenting Scale* y 2 factores en la subescala de *Family Adjustment Scale*. En cuanto al ajuste general del modelo factorial, a pesar de que la razón entre chi cuadrado y grados de libertad es mayor que 5, los indicadores de bondad de ajuste de medida de cada subescala fueron satisfactorios, tanto a nivel global como a nivel de cada parámetro (Hu & Bentler, 1999; Schermelleh-Engel, Moosbrugger, & Müller, 2003).

No obstante, los resultados relativos a la fiabilidad de los distintos factores implicaron la eliminación del factor *Parental consistency*. Dicho factor no superó el umbral de .6 en el coeficiente *H*, por lo que fue eliminado del modelo final. La utilización del coeficiente *H* se justifica por las discrepancias existentes respecto a la idoneidad de utilizar el coeficiente alpha de Cronbach para estimar la consistencia interna de un cuestionario (Dunn, Baguley, & Brunnsden, 2014; Trizano-Hermosilla, & Alvarado, 2016), y la recomendación de utilizar alternativas como el coeficiente *H* (McNeish, 2018; Mueller & Hancock, 2001). Además, la fiabilidad de los factores de las versiones originales del PAFAS también se indicó con este coeficiente (Mejía et al., 2015; Sanders et al., 2014). Por tanto, el modelo final compuesto por dos subescalas y 5 factores, también alcanzó buenos indicadores de ajuste.

Finalmente, se encontraron evidencias favorables a la invarianza del modelo de medida en función de dos grupos, conformado por el sexo de los descendientes de los progenitores.

Debido a la interrelación existente entre el funcionamiento familiar, la relación conyugal, el apego y los problemas emocionales y comportamentales en los niños (Carracedo, Fariña & Seijo, 2018; Pérez-Gramaje et al., 2020), así como su capacidad de afrontamiento (Contreras & Cano, 2016; Jiménez-García, Contreras, & Cano-Lozano, 2019), los daños en la salud mental (Seijo et al., 2016), el rendimiento académico (Corrás et al., 2017), el comportamiento antisocial (Mayorga, Novo, Fariña & Seijo, 2020) y la salud física (Martín et al., 2017), resulta fundamental entender las competencias parentales de cara a la intervención (Rodrigo, Martín, Cabrera & Máiquez, 2009). Por ello, el hecho de que la adaptación del PAFAS al contexto de España fuera satisfactoria, permite utilizar un instrumento de medida para evaluar los estilos parentales y el ajuste familiar de los progenitores españoles.

Como limitación, este instrumento ha de usarse en la evaluación forense en casos de familia en combinación con otros instrumentos que evalúen las distorsiones intencionadas en las respuestas que han de sospecharse (diagnóstico diferencial) en este contexto la (di)simulación (Arce, Fariña, Seijo & Novo, 2015; Fariña, Arce, Vilariño & Novo, 2014). Asimismo, han de generalizarse con cautela los resultados de estudios experimentales a contextos reales dado que pueden estar magnificados en sus efectos (validez aparente; Fariña, Arce & Real, 1994).

Referencias

- Arce, R., Fariña, F., & Seijo, D. (2005). Razonamientos judiciales en procesos de separación: Análisis cognitivo y de contenido de las motivaciones [Judicial reasoning in parental separation and divorce proceedings: Content and cognitive analysis of judicial reasoning]. *Psicothema*, 17(1), 57-63. Recuperado de <http://www.psicothema.com/pdf/3064.pdf>
- Arce, R., Fariña, F., Seijo, D., & Novo, M. (2015). Assessing impression management with the MMPI-2 in child custody litigation. *Assessment*, 22(6), 769-777. doi: 10.1177/1073191114558111
- Arias, E., Arce, R., Vázquez, M. J., & Marcos, V. (2020). Treatment efficacy on the cognitive competence of convicted intimate partner violence offenders. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 36(3), 427-435. doi: 10.6018/analesps.428771
- Baumann, A. A., Powell, B. J., Kohl, P. L., Tabak, R. G., Penalba, V., Proctor, E. K., ..., & Cabassa, L. J. (2015). Cultural adaptation and implementation of evidence-based parent-training: A systematic review and critique of guiding evidence. *Children and Youth Services Review*, 53, 113-120. doi: 10.1016/j.childyouth.2015.03.025
- Cantero-García, M., & Alonso-Tapia, J. (2017). Cuestionario breve de respuesta parental ante el comportamiento disruptivo (RPCD): Perspectiva de los padres. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 33(3), 689-696. doi: 10.6018/analesps.33.3.266971
- Carracedo, S., Fariña, F., & Seijo, D. (2018). Children exposed to intimate partner violence: impact assessment and guidelines for intervention. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes*, 5(3), 16-22.
- Chacko, A., Jensen, S. A., Lowry, L. S., Cornwell, M., Chimklis, A., Chan, E., Lee, D., & Pulgarin, B. (2016). Engagement in behavioral parent training: Review of the literature and implications for practice. *Clinical Child and Family Psychology Review*, 19(3), 204-215. doi: 10.1007/s10567-016-0205-2
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. doi: 10.1207/s15328007sem0902_5
- Contreras, L., & Cano, M. C. (2016). Child-to-parent violence: The role of exposure to violence and its relationship to social-cognitive processing. *European Journal of Psychology Applied to Legal Context*, 8(2), 43-50. doi: 10.1016/j.ejpal.2016.03.003
- Corrás, T., Seijo, D., Fariña, F., Novo, M., Arce, R., & Cabanach, R. G. (2017). What and how much do children lose in academic settings owing to parental separation? *Frontiers in Psychology*, 8, 1545. <http://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01545>
- Cutrín, O., Maneiro, L., Sobral, J., & Gómez-Fraguela, J. A. (2019). Longitudinal effects of parenting mediated by deviant peers on violent and non-violent antisocial behaviour and substance use in adolescence. *European Journal of Psychology Applied to Legal Context*, 11(1), 23-32. doi: 10.5093/ejpalc2018a12
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunnsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412. doi: 10.1111/bjop.12046
- Fariña, F., Arce, R., & Real, S. (1994). Ruedas de identificación: De la simulación y la realidad [Lineups: A comparison of high fidelity research and research in a real context]. *Psicothema*, 6(3), 395-402. Recuperado de <http://www.psicothema.com/pdf/935.pdf>
- Fariña, F., Arce, R., Tomé, D., & Seijo, D. (2020). Validación del Cuestionario Actitud ante el Conflicto Parental: Autoinformada y Referenciada (ACPar) [Validation of the Attitude to Parental Conflict Questionnaire: Self-reported and Referenced (ACPar)]. *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud*, 11(1), 1-14. doi: 10.23923/j.rips.2020.01.031
- Fariña, F., Arce, R., Vilariño, M., & Novo, M. (2014). Assessment of the standard forensic procedure for the evaluation of psychological injury in intimate-partner violence. *Spanish Journal of Psychology*, 17, e32, 1-10. doi: 10.1017/sjp.2014.30
- Fariña, F., Redondo, L., Seijo, D., Novo, M., & Arce, R. (2017). A meta-analytic review of the MMPI validity scales and indexes to detect defensiveness in custody evaluations. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 17, 128-138. doi: 10.1016/j.ijchp.2017.02.002

- Gallego, R., Novo, M., Fariña, F., & Arce, R. (2019). Child-to-parent violence and parent-to-child violence: A meta-analytic review. *European Journal of Psychology Applied to Legal Context*, 11(2), 51-59. doi: 10.5093/ejpalc2019a4
- Gardner, F., Montgomery, P., & Knerr, W. (2016). Transporting evidence-based parenting programs for child problem behavior (age 3–10) between countries: Systematic review and meta-analysis. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 45(6), 749-762. doi: 10.1080/15374416.2015.1015134
- Gorsuch, R. L. (1997). Exploratory factor analysis: Its role in item analysis. *Journal of Personality Assessment*, 68, 532-560. doi: 10.1207/s15327752jpa6803_5
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Jiménez-García, P., Contreras, L., & Cano-Lozano, M. C. (2019). Types and intensity of postdivorce conflicts, the exercise of coparenting and its consequences on children. *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud*, 10(1), 48-63. doi: 10.23923/j.rips.2019.01.025
- Kazdin, A. E., Glick, A., Pope, J., Kaptchuk, T. J., Lecza, B., Carrubba, E., McWhinney, E., & Hamilton, N. (2018). Parent management training for conduct problems in children: Enhancing treatment to improve therapeutic change. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 18(2), 91-101. doi: 10.1016/j.ijchp.2017.12.002
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling. Methodology in the Social Sciences*. New York: Guilford Press.
- Martinón, J. M., Fariña, F., Corrás, T., Seijo, D., Souto, A., & Novo, M. (2017). Impacto de la ruptura de los progenitores en el estado de salud física de los hijos [Impact of parental breakup on the physical health of children]. *European Journal of Education and Psychology*, 10, 9-14. doi: 10.1016/j.ejeps.2016.10.002
- Mayorga-Sierra, É., Novo, M., Fariña, F., & Seijo, D. (2020). Needs analysis for the personal, social, and psychological adjustment of adolescents at risk of delinquency and juvenile offenders. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 36(3), 400-407. doi: 10.6018/analesps.428631
- McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological Methods*, 23(3), 412-433. doi: 10.1037/met0000144
- Mejía, A., Filus, A., Calam, R., Morawska, A., & Sanders, M. R. (2015). Measuring parenting practices and family functioning with brief and simple instruments: validation of the Spanish version of the PAFAS. *Child Psychiatry & Human Development*, 46(3), 426-437. doi: 10.1007/s10578-014-0483-1
- Mejía, A., Filus, A., Calam, R., Morawska, A., & Sanders, M. R. (2016). Validation of the Spanish version of the CAPES: A brief instrument for assessing child psychological difficulties and parental self-efficacy. *International Journal of Behavioral Development*, 40(4), 359-372. doi: 10.1177/0165025415591229
- Mueller, R. O., & Hancock, G. R. (2001) Factor analysis and latent structure: confirmatory factor analysis. En N. J. Smelser & P. B. Baltes (Eds.), *International Encyclopedia of Social and Behavioral Sciences* (pp. 5239-5244). Oxford: Pergamon. doi: 10.1016/b0-08-043076-7/00426-5
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157.
- Novo, M., Fariña, F., Seijo, D., Vázquez, M. J., & Arce, R. (2019). Assessing the effects of a parental separation education program on mental health problems. *Psicothema*, 31(3), 284-291. doi: 10.7334/psicothema2018.299
- Osborne, J. (2008). *Best Practices in Quantitative Methods*. Thousand Oaks: SAGE Publications. doi: 10.4135/9781412995627
- Perez-Gramaje, A. F., García, O. F., Reyes, M., Serra, E., & García, F. (2020). Parenting styles and aggressive adolescents: Relationships with self-esteem and personal maladjustment. *European Journal of Psychology Applied to Legal Context*, 12(1), 1-10. doi: 10.5093/ejpalc2020a1
- Ramos, P., Vázquez, N., Pasarín, M. I., & Artazcoz, L. (2016). Evaluación de un programa piloto promotor de habilidades parentales desde una perspectiva de salud pública. *Gaceta Sanitaria*, 30(1), 37-42. doi: 10.1016/j.gaceta.2015.08.008
- Redondo, L., Fariña, F., Seijo, D., Novo, M., & Arce, R. (2019). A meta-analytical review of the responses in the MMPI-2/MMPI-2-RF clinical and restructured scales of parents in child custody dispute. *Anales de Psicología*, 35(1) 156-165. doi: 10.6018/analesps.35.1.338381
- Rodrigo, M.J., Martín, J. C., Cabrera, E., & Máiquez, M. (2009). Las competencias parentales en contextos de riesgo psicosocial. *Psychosocial Intervention*, 18(2) 113-120. doi: 10.5093/in2009v18n2a3
- Rosanbalm, K. D., Snyder, E. H., Lawrence, C. N., Coleman, K., Frey, J. J., van den Ende, J. B., & Dodge, K. A. (2016). Child wellbeing assessment in child welfare: A review of four measures. *Children and Youth Services Review*, 68, 1-16. doi: 10.1016/j.chilyouth.2016.06.023
- Salvador, B., Arce, R., Rodríguez-Díaz, F. J., & Seijo, D. (2017). Evaluación psicométrica de la psicopatía: una revisión metaanalítica. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 49(1), 36-47. doi: 10.1016/j.rlp.2015.09.015
- Sanders, M. R., Morawska, A., Haslam, D. M., Filus, A., & Fletcher, R. (2014). Parenting and Family Adjustment Scales (PAFAS): validation of a brief parent-report measure for use in assessment of parenting skills and family relationships. *Child Psychiatry & Human Development*, 45(3), 255-272. doi: 10.1007/s10578-013-0397-3
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8(2), 23-74.
- Seijo, D., Fariña, F., Corrás, T., Novo, M., & Arce, R. (2016). Estimating the epidemiology and quantifying the damages of parental separation in children and adolescents. *Frontiers in Psychology*, 7, 1611. doi: 10.3389/fpsyg.2016.01611
- Seward, R. J., Bayliss, D. M., & Ohan, J. L. (2018). The Children's Social Vulnerability Questionnaire (CSVQ): Validation, relationship with psychosocial functioning, and age-related differences. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 18(2), 179-188. doi: 10.1016/j.ijchp.2018.02.001
- Trizano-Hermosilla, I., & Alvarado, J. M. (2016). Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: congeneric and asymmetrical measurements. *Frontiers in Psychology*, 7, 769. doi: 10.3389/fpsyg.2016.00769
- Valiente, R. M., Magaz, A., Chorot, P., & Sandín, B. (2016). Estructura factorial del cuestionario de percepción de estilos de crianza CRPBI-Abreviado. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes*, 3(2), 69-78.
- Vázquez, F. L., Otero, P., López, L., Blanco, V., Ferraces, M. J., & Torres, Á. (2019). Cuestionario de Personalidad de Eysenck Revisado-Abreviado para cuidadores informales. *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud*, 10(2), 90-106. doi: 10.23923/j.rips.2019.02.028
- Vermeer, H. J., van Ijzendoorn, M. H., Cárcamo, R. A., & Harrison, L. J. (2016). Quality of child care using the environment rating scales: A meta-analysis of international studies. *International Journal of Early Childhood*, 48(1), 33-60. doi: 10.1007/s13158-015-0154-9