

---

# Estudio psicométrico piloto de un instrumento para evaluar el funcionamiento familiar: corresponsabilidad y consenso

## *Pilot psychometric study to assess the family functioning: family co-responsibility and agreement*

---

### MERCEDES INDA-CARO

Departamento de Ciencias de la Educación  
Facultad de Formación del Profesorado y Educación  
Universidad de Oviedo  
C/Aniceto Sela, s/n, 33005, Oviedo (España)  
indamaria@uniovi.es  
<https://orcid.org/0000-0003-4752-3258>

### CARMEN-MARÍA FERNÁNDEZ-GARCÍA

Departamento de Ciencias de la Educación  
Facultad de Formación del Profesorado y Educación  
Universidad de Oviedo  
C/Aniceto Sela, s/n, 33005, Oviedo (España)  
fernandezcarmen@uniovi.es  
<https://orcid.org/0000-0001-6314-355X>

### SUSANA TORÍO-LÓPEZ

Departamento de Ciencias de la Educación  
Facultad de Formación del Profesorado y Educación  
Universidad de Oviedo  
C/Aniceto Sela, s/n, 33005, Oviedo (España)  
storio@uniovi.es  
<https://orcid.org/0000-0001-5004-2338>

\* *In memoriam* del Catedrático D. José Vicente Peña Calvo.

#### CÓMO CITAR ESTE ARTÍCULO

Inda-Caro, M., Torío-López, S. y Fernández-García, C. M. (2023). Estudio psicométrico piloto de un instrumento para evaluar el funcionamiento familiar: corresponsabilidad y consenso. *Estudios sobre Educación*, 44, 9-33.  
<https://doi.org/10.15581/004.44.001>

ISSN: 1578-7001 / DOI: 10.15581/004.44.001

**Resumen:** El objetivo del estudio es validar un inventario que evalúa las dinámicas de corresponsabilidad y consenso familiar, donde la comunicación, la negociación de conflictos y las emociones son ejes centrales de la parentalidad positiva. 220 progenitores respondieron a un instrumento de 18 ítems. Se analizaron fiabilidad y validez de la prueba: consistencia interna, análisis diferencial de los ítems e invarianza de la medida. Se confirmaron 3 factores: imagen de maternidad/paternidad, comunicación emocional y consenso familiar; se mantuvo la invarianza configuracional pero no la métrica ni escalar. Género, nivel de estudios y ocupación laboral determinarían la competencia parental de ser padre y madre.

**Palabras clave:** Educación familiar, Responsabilidad, Comunicación, Diálogo.

**Abstract:** The goal of this study was the validation of an instrument to assess co-responsibility strategies and family agreement. Considering positive parenting as framework, communication, conflict negotiation and emotions constituted central axes. 220 parents completed an 18 Likert-item instrument. The reliability and validity of the instrument were analyzed: internal consistency, differential items functioning and the analysis of measurement invariance. A 3-factor structure was revealed: beliefs about motherhood and fatherhood, emotional communication and family agreement. Configurational invariance was maintained but not metric and scalar ones. Gender, educational level and labor occupation seemed to determine the parenting competence to be mother and father.

**Keywords:** Family Education, Responsibility, Communication, Dialogue.

## INTRODUCCIÓN

Sligman (1999) definió la psicología positiva como “[...] la ciencia reorientada que enfatiza la comprensión y construcción de las cualidades más positivas del individuo: optimismo, valentía, trabajo ético, mentalidad de futuro, habilidades interpersonales, la capacidad para el placer y la introspección, y la responsabilidad social” (p. 559). Tomando esta corriente como marco general, se ha configurado el término *parentalidad positiva* para referirse al conjunto de capacidades que permiten construir un sistema familiar que fomente el desarrollo de cada uno de sus miembros. Una estructura familiar positiva promoverá un ambiente seguro y comprometido, un entorno positivo de aprendizaje, una disciplina asertiva, unas expectativas realistas y el autocuidado parental (Rodrigo *et al.*, 2009; Sanders, 2008), desarrollando así progenitores autosuficientes, autoeficaces, con capacidad de autogestión, con habilidades de resolución de problemas y conductas de autocuidado (Bernal y Sandoval, 2013; Rubio *et al.*, 2020; Torío-López *et al.*, 2016).

Las políticas de apoyo al ejercicio positivo de la parentalidad constituyen la piedra angular del trabajo de la Recomendación REC 2006/19 (2006), normativa de referencia en las políticas de parentalidad europeas, en la que se define la educación de los menores como el “comportamiento de los padres fundamentando el interés superior del niño, que cuida, desarrolla sus capacidades, no es violento, y ofrece reconocimiento y orientación, que incluye el establecimiento de límites que permitan el pleno desarrollo del niño” (Recomendación REC 2006/19, 2006, p. 3).

Asimismo, la Comisión Europea publica la Recomendación 112 (2013), en la que se menciona la importancia de ayudar a los progenitores a desarrollar habilidades parentales para garantizar que los menores y adolescentes se eduquen en un entorno que se ajuste a sus necesidades.

Por su parte, Seay *et al.* (2014) describen el constructo de parentalidad positiva a través de las siguientes competencias: 1. Establecer conductas de cuidado basadas en el apego, amor, compasión, calor y afecto; 2. Guiar al menor en su desarrollo con unos límites apropiados de disciplina; 3. Proporcionar a los hijos comida, cobijo, higiene, asistencia médica y apoyo económico; 4. Enseñar mediante el fomento de actividades estimulantes de aprendizaje a nivel cognitivo, expectativas de aprendizaje, socialización con amistades, y la asistencia del menor a la escuela; 5. Fomentar una comunicación basada en la palabra, la escucha activa y el respeto.

Kumpfer y Alvarado (2003) postularon 13 principios que deberían seguir los programas familiares para ser efectivos; entre ellos se encuentran: incluir estrategias para mejorar las relaciones familiares, la comunicación y la supervisión familiar, con el objetivo de prevenir futuros trastornos disruptivos e inadaptación en los menores (Gómez *et al.*, 2012; Rubio *et al.*, 2021; Sanders *et al.*, 2014).

En relación con la competencia de cuidado se encuentran las habilidades de organización doméstica y cómo los padres y las madres transmiten estos roles a su descendencia. En relación a esta cuestión cabe precisar que la participación de ambos géneros está mejorando en España en los últimos años; no obstante, se sigue asociando la figura materna con el cuidado de la casa y los hijos e hijas, aunque ambos progenitores contribuyan con la economía doméstica (Gracia, 2015; Romero-Balsas *et al.*, 2020). Según datos del Instituto Nacional de Estadística (INE) (2015), el número de horas que dedican las mujeres con hijos a las tareas del hogar a la semana es de 37,5 cuando su pareja posee trabajo extradoméstico y de 30,7 cuando no lo tiene. En el caso de los hombres son 20,8 y 16,3 horas, respectivamente. En las familias donde no hay descendencia, se repite este mismo patrón y las mujeres dedican más horas a las tareas del hogar que sus parejas varones (16,4 y 17,2 frente a 8,7 y 6,0 horas). En situaciones de crisis, como la actual pandemia mundial producida por el virus SARS-COVID-19 (denominada también enfermedad del coronavirus), las mujeres han reducido sus horas remuneradas para dedicar más tiempo a las tareas del hogar (Instituto de la Mujer, 2020; World Economic Forum, 2020). En consecuencia, es probable que surjan problemáticas fruto del desequilibrio que, en ocasiones, tiene lugar en dichos intercambios.

Asimismo, es necesario evaluar la dinámica familiar para tener indicadores que puedan ser puntos de referencia en el desarrollo de programas de educación parental. Ello permitirá analizar las pautas de crianza, las concepciones implícitas,

las creencias y los estereotipos que tienen los miembros de la unidad familiar sobre qué es ser padre/madre (Morales y Vázquez, 2014). Kumpfer *et al.* (2012) establecen las siguientes dimensiones clave: ambiente familiar, fortalezas/resiliencia familiar, evaluación de la conducta y de las habilidades sociales del menor. Dentro de la primera dimensión, el ambiente familiar, señalan la valoración de los cambios producidos dentro de la dinámica familiar, específicamente en cuanto a la organización familiar, la cohesión familiar, la comunicación y el conflicto.

En este contexto, son escasas las medidas desarrolladas en lengua castellana para valorar las competencias parentales percibidas desde un enfoque positivo (Vargas-Rubilar *et al.*, 2020). Así, uno de los instrumentos más utilizados es la *Escala de Parentalidad Positiva* (Gómez Muzzio y Muñoz Quinteros, 2014), que se compone de 54 reactivos relativos a comportamientos cotidianos de crianza. Todos ellos reflejan el despliegue de la competencia parental en cuatro áreas: competencias vinculares (vínculo de apego seguro y desarrollo socioemocional apropiado); competencias formativas (desarrollo del aprendizaje y la socialización); competencias protectoras (satisfacción de necesidades básicas) y competencias reflexivas (capacidad de recapacitar sobre las trayectorias de la propia parentalidad, monitorear las prácticas de crianza y evaluar el desarrollo de los hijos e hijas). Con posterioridad, se ha adaptado la escala en una versión breve (Gómez Muzzio y Contreras, 2019) que ha sido validada en Argentina con una muestra de progenitores con niños y niñas de 9 a 12 años de edad, indicando un ajuste muy satisfactorio (Vargas-Rubilar *et al.*, 2020).

En línea similar, Bayot y Hernández Viadel (2008) han elaborado la *Escala de Valoración de las Competencias Parentales Percibidas* (ECP), en la que evalúan cinco dimensiones o factores: implicación escolar, dedicación personal, ocio compartido, asesoramiento/orientación y asunción del rol de ser padres/madres. Dicha escala se ha validado también en Argentina y ha evidenciado un adecuado funcionamiento psicométrico para cuatro factores (Azar *et al.*, 2019). También se debe destacar la *Escala de Parentalidad Positiva* (EPP), que evalúa la satisfacción y los sentimientos de autoeficacia respecto a la parentalidad, y que ha sido validada por Suárez *et al.* (2016) con usuarios de programas de educación parental en modalidad presencial y online. La escala mide las áreas de implicación familiar, afecto y reconocimiento; comunicación y control de estrés; finalmente, actividades compartidas. La escala muestra unas adecuadas propiedades psicométricas, de modo que resulta muy útil para evaluar la efectividad de los programas basados en la parentalidad positiva.

Asimismo, para evaluar la comunicación entre los progenitores y sus hijos e hijas adolescentes se ha ideado la *Escala de Comunicación Familiar* de Olson y Barnes (2010) –*Family Communication Scale* (FCS). La versión final está compuesta por

10 ítems que miden las habilidades positivas de la comunicación entre los miembros del sistema familiar en cualquier etapa del ciclo evolutivo. Ha sido validada en el contexto iberoamericano, obteniendo un buen funcionamiento psicométrico (Copez-Lonzoy *et al.*, 2016; Cracco y Costa-Ball, 2019; Martínez-Pampliega *et al.*, 2017; Rivadeneira y López, 2017).

Finalmente, debemos resaltar la validación con población española de la *Escala de Competencias Parentales (PCS-Y)*, que evalúa las dimensiones: autorregulación, promoción de la autoestima, imposición para la resolución de conflictos y comunicación no asertiva (Martínez e Iglesias, 2018). Por su parte, Iglesias-García *et al.* (2019) han llevado a cabo la validación de la *Escala de Competencias Parentales Emocionales con Hijos (as) Adolescentes (ECPE-HA)*, que valora las siguientes dimensiones: control y relajación, asertividad en el rol parental e imposición y promoción de la autoestima del adolescente. Ambas escalas han mostrado adecuados índices de fiabilidad y validez.

Como podemos apreciar, se refuerza la tendencia hacia la elaboración de instrumentos en versiones cortas. En este sentido, Cupani *et al.* (2019) señalan que ello se debe a la necesidad de facilitar su administración, así como evitar sesgos en las respuestas asociadas al cansancio de las personas participantes.

En sintonía con esta tendencia, para el trabajo que se presenta a continuación se han establecido los siguientes objetivos:

- Evaluar la validez de un instrumento de versión corta que permita determinar las principales dimensiones que contribuyen a la creación de entornos familiares positivos.

- Analizar si las dimensiones obtenidas se ven condicionadas por el género del progenitor, su nivel de estudios o la situación laboral.

## MÉTODO

### *Participantes*

La muestra fue de 220 padres y madres de tres municipios asturianos (Oviedo, Gijón y Pola de Lena), 53,2% madres ( $n = 117$ ) y 46,8% padres ( $n = 103$ ). Respecto a la distribución geográfica, 45,5 % residían en el centro de la Comunidad Autónoma ( $n = 100$ ), 20,9% en la zona norte ( $n = 46$ ), ambos de entorno urbano, y el 33,6% procedían de la zona rural ( $n = 74$ ). La edad media fue de 41,75 años ( $DT = 5,78$ ) en el conjunto de la muestra. Las madres tenían una edad media de 40,24 ( $DT = 4,85$ ) y los padres de 43,48 ( $DT = 6,27$ ). La diferencia en esta variable por género fue estadísticamente significativa ( $t = -4,26$ ;  $p = ,000$ ;  $d = ,58$ ).

El promedio de número de hijos/hijas por familia fue de dos; la edad media del primer descendiente era de 8,52 años ( $DT = 4,36$ ) y la del segundo de 5,58 años ( $DT = 3,06$ ). Además, 11 familias tuvieron un tercer hijo/hija cuya edad media fue 4,73 ( $DT = 2,72$ ).

Respecto al nivel de estudios, la mayor parte de las madres había alcanzado la educación secundaria como mayor grado de estudios (23,1% educación secundaria; 22,2% formación profesional; 20,5% estudios universitarios medios; 16,2% estudios universitarios superiores; 13,7% estudios primarios; 3,4% doctorado y el 0,9% estudios primarios incompletos), mientras que en los padres el nivel de estudios mayoritario fue formación profesional (34% formación profesional; 20,4% educación secundaria; 15,5% estudios universitarios superiores; 14,6% estudios universitarios medios; 12,6% estudios primarios y 2,9% estudios primarios incompletos), sin que se encontraran diferencias estadísticamente significativas entre ambos grupos de progenitores ( $\chi^2 = 8,86$ ;  $p = ,18$ ). En la situación laboral se obtuvieron diferencias significativas ( $\chi^2 = 42,76$ ;  $p = ,001$ , Coeficiente contingencia = ,41). El 24,3% de las madres se encontraban desempleadas, el 48,7% eran activas a tiempo completo; el 13% activas a tiempo parcial, el 0,9% jubiladas y el 13% amas de casa. En relación a los padres, el 4,9% estaban en paro; el 82,4% eran activos a tiempo completo; el 4,9% activos a tiempo parcial, el 6,9% jubilados y un 1% eran amos de casa.

### *Instrumento*

Para realizar la evaluación se utilizó el instrumento denominado *Inventario de comunicación e identidad familiar* (ICIF). Se trata de un instrumento de 18 ítems de dos alternativas, Sí (1)-No (0), que evaluaba las siguientes tres dimensiones: comunicación, imagen de paternidad/maternidad y consenso familiar. Se consideró la elección de ítems dicotómicos para conseguir el posicionamiento claro de los progenitores. La construcción de este instrumento fue la consecuencia del trabajo realizado previamente con el “Inventario de pautas y recursos educativos familiares” para evaluar el desarrollo del programa de educación parental implementado en diversos centros: *Construir lo cotidiano: un programa de educación parental* (Torío-López *et al.*, 2013). Así, la fundamentación teórica del programa fue el punto de partida para la construcción de los ítems de la primera versión. La validez de contenido se garantizó con la revisión de 4 expertos en el campo de la parentalidad positiva que supervisaron la redacción y adecuación de cada reactivo a los factores iniciales. Los índices de consistencia interna alcanzados oscilaron entre ,60 y ,85 (Torío-López *et al.*, 2015). A partir de este instrumento de 43 ítems se construyó

un inventario más breve y operativo que permitiera identificar las dimensiones claves, de acuerdo a las recomendaciones de Cupani *et al.* (2019).

### *Procedimiento*

Para acceder a los progenitores, tres miembros del equipo de investigación contactaron con las direcciones de cuatro centros educativos a principios del curso académico 2017/2018. Tras la confirmación de participación en el estudio, durante el primer semestre de 2018 estas personas se desplazaron a los centros para la entrega a los docentes del material correspondiente: dos copias del instrumento a cada estudiante de la etapa de Educación Infantil y Primaria en un sobre cerrado (una para cada progenitor o tutor/tutora). Cada participante era informado del objetivo de la investigación en la carta adjunta al instrumento, y otorgaba su autorización cuando llevaba a cabo la cumplimentación. Posteriormente, miembros del equipo se personaron de nuevo en el centro para la recogida de los datos.

Una vez descrito el marco conceptual, la variable de medida, el tipo de prueba y la construcción de los ítems, se procederá a continuación a presentar los resultados del estudio piloto realizado.

### *Análisis de datos*

El análisis de la validez de constructo se realizó examinando cuál era la estructura que subyacía en el instrumento. Para ello se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) con el software Factor 10.8 (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2018), considerando los índices de bondad de ajuste: *Tucker-Lewis index* (TLI), *Comparative Fit Index* (CFI), *Schwarz's Bayesian Information Criterion* (BIC) y *Root Mean Square of Residuals* (RMSR). A continuación se empleó el paradigma de la teoría de respuesta al ítem para realizar el análisis diferencial de los reactivos y profundizar en el rol de cada uno, en la validez de constructo del instrumento. A tal efecto se empleó el software IRTPRO versión 4.2 (Scientific Software International, 2017), partiendo del modelo 2PL, en el que se obtuvieron el índice de dificultad ( $b$ ), el índice de discriminación ( $a$ ) y el índice de ajuste al modelo ( $S-\chi^2$ ). Paralelamente, se presentaron los parámetros desde la Teoría Clásica de los Tests (TCT),  $f$  (frecuencias de respuesta) e índice de discriminación. Además, al ser ítems dicotómicos se calcularon la correlación biserial-puntual ajustada ( $R_{bp}$ ), el índice de dificultad ( $p_i$ ) y la consistencia interna del ítem, en este caso mediante la correlación de Kuder-Richarson (KR20),  $R_{KR20}$ .

En una fase posterior, se realizó un análisis para determinar si el instrumento se mantenía constante en función de las siguientes variables de los progenitores:

género, nivel de estudios (no universitario versus universitario) y situación laboral (no trabaja fuera del hogar vs sí trabaja fuera del hogar). Para conseguir este fin se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) multigrupo, donde se evaluaron la invarianza configuracional, métrica y escalar a través de las tres variables categóricas. Para valorar el ajuste de cada modelo se observaron los cambios en los índices de ajuste. Para los valores CFI y TLI debían ser menores de 0,01; sin embargo, en el caso del índice de error *Root mean square error of approximation* RMSEA (Atitsoebe *et al.*, 2018; Milfont y Fischer, 2010; Savickas y Perfeli, 2012) las diferencias debían ser menores de 0,05.

## RESULTADOS

### *Análisis de la consistencia interna de la prueba*

La primera versión del instrumento ICIF recogía 6 dimensiones: imagen de maternidad/paternidad, estilos educativos, distribución de tareas domésticas, reparto de tareas domésticas, negociación de conflictos y comunicación. Tras la primera aplicación del instrumento se consideró introducir ítems para evaluar la discapacidad social de los participantes. Con este objetivo se siguió la adaptación al castellano de la *Escala de Discapacidad Social* de Marlowe y Crowne (Ferrando y Chico, 2000). Los ítems seleccionados fueron aquellos cuyo contenido guardaba relación con la dimensión comunicación que también era evaluada por el instrumento. El análisis de validez de contenido realizado por el juicio de expertos señaló estos ítems con más riesgo de discapacidad social. Además, se realizó un AFE para determinar qué ítems y dimensiones definían mejor cómo se alcanzaba el establecimiento de las dinámicas familiares. La solución final fueron 18 ítems. Todos aquellos ítems con comunalidades inferiores a ,10 (MacCallum *et al.*, 1999) y cargas factoriales menores a ,20 fueron eliminados.

Al tratarse de una muestra pequeña ( $N < 1000$ ), el método de extracción elegido fue mínimo cuadrados no ponderados (Ferrando *et al.*, 2022) con rotación promin. La prueba de Bartlett (550,30;  $p = ,000$ ) y el test Kaiser-Meyer-Olkin (KMO = ,765) fueron adecuados. El modelo mostró que la estructura más adecuada era aquella que contemplaba entre dos y tres dimensiones (Tabla 1).

El modelo de dos factores arrojó los resultados siguientes:  $\chi^2 = 148,831$ ,  $g.l. = 64$ ,  $p = ,002$ ; TLI = 0,901, CFI = ,924; BIC = 423,906; RMSR = ,070. El valor  $\alpha$  de la prueba fue ,70. El factor 1 se definió como la dimensión comunicativa y estabilidad emocional. Los ítems hacían referencia a posibles problemas de comunicación: ausencia de asertividad, escucha y dificultades emocionales. En este caso el alpha de *Cronbach* ( $\alpha$ ) fue de ,704.



El segundo factor evaluó la imagen de maternidad/paternidad que poseía la familia en relación con la distribución de las tareas domésticas y cómo había afectado a la pareja la llegada de los hijos e hijas. En este caso el  $\alpha$  de *Cronbach* fue de ,693.

Por otro lado se consideró el modelo de tres dimensiones, cuyos índices de bondad de ajuste fueron:  $\chi^2 = 57,893$ , g.l.= 52,  $p > ,05$ ; TLI = 0,980, CFI= ,989; BIC = 359,936; RMSR = ,053. El primer factor con  $\alpha$  de ,895 midió las conductas de consenso familiar, el acuerdo en los cambios y las decisiones familiares. El factor 2 evaluó la dimensión de comunicación y estabilidad emocional, siendo el  $\alpha$  de *Cronbach* de ,704; por último, el tercer factor registró la imagen de maternidad/paternidad tradicional de la familia, con un  $\alpha$  de *Cronbach* de ,669.

**Tabla 1. Pesos factoriales en cada uno de los ítems del “Inventario de comunicación e identidad familiar (ICIF)”**

ÍTEM	MODELO 2		MODELO 3	
	DIMENSIÓN	PESOS	DIMENSIÓN	PESOS
1. La llegada de los hijos/as ha producido cambios sustanciales en las relaciones con mi pareja	IMP	-,22	CF	-,35
2. A veces estoy descontento cuando no puedo hacer las cosas a mi manera (DS)	CE	,32	CE	,30
3. Hay tareas en el hogar (cuidado de los hijos e hijas, atención a los enfermos y determinadas tareas domésticas) que hacen mejor las mujeres	IMP	,51	IMP	,42
4. Nunca he dicho deliberadamente nada que pudiera herir los sentimientos de alguien (DS)	CE	,38	CE	,37
5. Con frecuencia, cuando manifiesto una crítica o un desacuerdo con algo que han hecho o dicho otros miembros de la familia, siento que no me escuchan	CE	,41	CE	,45
6. En mi familia, la madre/el padre suele eludir las tareas domésticas	IMP	,35	CF	,34
7. Considero que en la dirección y organización de las tareas domésticas el papel femenino sigue siendo esencial	IMP	,59	IMP	,55
8. La educación de los hijos/as es la principal causa de discusión en la pareja	CE	,36	CE	,37
9. Con frecuencia cuando los miembros de mi familia hacen algo con lo que no estoy de acuerdo, contesto “lo primero que me sale”	CE	,63	CE	,65
10. La presencia de la madre es lo más importante en la educación de los hijos e hijas en los primeros años de su vida	IMP	,43	IMP	,67
11. A veces me cuesta ponerme a trabajar si no me encuentro con ánimos (DS)	CE	,29	CE	,25
12. Independientemente de con quién esté hablando siempre escucho atentamente (DS)	CE	,39	CE	,38

[CONTINÚA EN LA PÁGINA SIGUIENTE]

**Tabla 1. Pesos factoriales en cada uno de los ítems del “Inventario de comunicación e identidad familiar (ICIF)”**

ÍTEM	MODELO 2		MODELO 3	
	DIMENSIÓN	PESOS	DIMENSIÓN	PESOS
13. Cuando mi pareja o mis hijos/as están realizando una tarea del hogar que yo no haría de la misma manera acostumbro a dejarles que la finalicen sin intervenir	CE	,29	CE	,30
14. Cuando en el ámbito familiar veo una situación que me disgusta, suelo responder de forma inmediata y no siempre reflexiva	CE	,56	CE	,57
15. Cuando existen conflictos, mi pareja y yo llegamos habitualmente a acuerdos satisfactorios para todos	IMP	,36	CF	,43
16. Creo que mis hijos/as tendrán tiempo de aprender cuando sean mayores que no siempre pueden hacer lo que quieren	CE	,11	CF	,12
17. La madre representa el apoyo y la ternura en mi familia	IMP	,38	IMP	,36
18. Tanto mi pareja como yo estamos satisfechos con el reparto de nuestras tareas domésticas y responsabilidades	IMP	,52	CF	,96

Nota. IMP = Imagen de maternidad/paternidad. CE = Comunicación emocional. CF = Consenso familiar.

Comparando ambas estructuras, se observó que la mayoría de ítems mantuvieron una distribución similar en ambos modelos. Se encontraron excepciones en los ítems 1, 6, 15 y 18. En el modelo de 2 factores, todos ellos se situaron en la dimensión de imagen de maternidad/paternidad, mientras que en la solución de tres factores se situaron en la relativa al consenso familiar (Tabla 1). Se podría definir, por un lado, que existía una dimensión que evaluaba tanto los roles de las figuras maternas como de manera indirecta las paternas en el núcleo familiar, y, por otro lado, un tercer factor que evaluaba las consecuencias que provocaba la adjudicación de estos roles en la familia.

### *Análisis diferencial de los ítems*

Los resultados mostraron que los reactivos tenían unos buenos índices de dificultad, puesto que los valores se mantuvieron por debajo de 2 en el modelo TRI y siguiendo el paradigma de la TCT igual o superiores a ,20 (Bibler-Zaidi *et al.*, 2018; Mahjabeen *et al.* 2017; Prieto y Delgado, 2003). En relación con el índice de ajuste  $S-\chi^2$  todos los ítems se ajustaron correctamente al constructo evaluado: comunicación emocional, consenso familiar e imagen de maternidad/paternidad. Los valores de  $p$  fueron mayores a ,01 en todos los reactivos (Orlando y Reeve, 2007; Orlando y Thissen, 2003) (Tabla 2). Los valores de ajuste al modelo fueron  $M_2 = 329,41$ ,  $p = ,002$ , RMSEA = ,06.

El análisis en detalle de los parámetros de cada ítem desde una doble perspectiva (TCT y TRI) (Tabla 2) permitió tomar decisiones importantes. Los ítems 12 y 13 obtuvieron unos índices de discriminación bajos ( $< ,20$ ) así como índices de dificultad menores que  $,75$ ; sin embargo, cuando se analizan los resultados de los parámetros de la TRI sus resultados fueron adecuados, y además sus pesos en los AFE eran superiores a  $,20$ . En general los reactivos tuvieron un índice de dificultad media (Mahjbeen *et al.*, 2017). Por otro lado, los ítems 6,9, 15 y 18 obtuvieron un  $p_1 > ,70$ ; sin embargo, arrojaron un índice de discriminación adecuado,  $> ,50$  y buenos valores en los 3 indicadores TRI. Asimismo, los 4 ítems que venían de la escala de deseabilidad social (*DS*) se integraron en la dimensión teórica a partir de la cual fueron seleccionados.

**Tabla 2. Análisis del funcionamiento diferencial de los ítems del “Inventario de comunicación e identidad familiar (ICIF)”**

DIMENSIÓN	ÍTEM	ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS							ÍNDICE DE AJUSTE			
		$fSi(1)$	$fNo(0)$	$R_{bp}$	$R_{KR20}^a$	$p_1$	$b$	SE	$a$	SE	$S-\chi^2$	$p_2$
Comunicación	12	158	63	,15	,61	,72	-1,89	,72	0,51	0,2	13,74	,25
Consenso familiar	15	191	29	,30	,60	,87	-1,61	,3	1,67	0,48	9,65	,21
Comunicación	9	179	41	,33	,60	,81	-1,6	,32	1,14	0,30	8,36	,59
Consenso familiar	6	175	45	,30	,59	,80	-1,45	,31	1,18	0,31	7,45	,59
Consenso familiar	18	161	59	,30	,59	,73	-1,09	,25	1,17	0,31	8,27	,69
Comunicación	13	125	95	,14	,61	,57	-0,86	,59	0,33	0,17	7,59	,47
Comunicación	8	145	75	,38	,58	,66	-0,71	,17	1,2	0,27	3,90	,95
Imagen de maternidad/ paternidad	3	134	86	,32	,59	,61	-0,65	,23	0,78	0,22	8,72	,46
Comunicación	5	129	91	,37	,58	,58	-0,39	,15	1,18	0,26	7,84	,73
Comunicación	14	121	95	,44	,56	,55	-0,2	,12	1,51	0,32	7,13	,71
Imagen de maternidad/ paternidad	7	112	108	,40	,57	,51	-0,05	,15	1,05	0,25	14,55	,15
Consenso familiar	1	117	103	-,28	,67	,53	0,19	,21	-0,74	0,20	6,39	,84

[CONTINÚA EN LA PÁGINA SIGUIENTE]

**Tabla 2. Análisis del funcionamiento diferencial de los ítems del “Inventario de comunicación e identidad familiar (ICIF)”**

DIMENSIÓN	ÍTEM	ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS										ÍNDICE DE AJUSTE	
Imagen de maternidad/paternidad	17	104	116	0,22	,61	,47	0,27	,34	0,42	0,18	12,61	,32	
Comunicación	4	101	119	,34	,60	,46	0,35	,31	0,5	0,18	11,74	,38	
Consenso familiar	16	100	120	,13	,62	,45	0,53	,46	0,35	0,17	4,93	,93	
Comunicación	11	90	130	,22	,60	,41	0,63	,29	0,63	0,19	11,65	,39	
Imagen de maternidad/paternidad	10	87	133	,25	,59	,40	0,77	,33	0,59	0,20	24,36	,02	
Comunicación	2	74	146	,28	,60	,34	0,92	,26	0,85	0,22	10,08	,43	

Nota.  $R_{bp}$  = Índice discriminación en la TCT;  $p_1$  = proporción de respuestas cercanas a Sí (Índice Dificultad TCT);  $b$  = Índice dificultad TRI;  $a$  = Pendiente (Índice de discriminación);  $S-\chi^2$  = índice de ajuste;  $se$  = Error;  $p_2$  = Nivel de significación del estadístico of  $S-\chi^2$ .

<sup>a</sup> Valor de la consistencia interna de la prueba cuando se elimina el ítem.

Además, el ítem 15 (“Cuando existen conflictos, mi pareja y yo llegamos habitualmente a acuerdos satisfactorios para todos”) merece especial atención porque considerando los marcadores TRI y TCT se pudo constatar que era el reactivo con mejores índices de dificultad, discriminación y validez de contenido. Por otro lado, los ítems 1 y 16 fueron eliminados. En el caso del primero por tener un índice de discriminación negativo (TRI = -,74; TCT = -,283) (Bibler-Zaidi *et al.*, 2018); en el del segundo, por mostrar bajos índices de discriminación en ambos modelos.

Los resultados del análisis diferencial de los ítems mostraron que en el instrumento los factores relacionados directa o indirectamente con la comunicación familiar fueron los que mayor peso obtuvieron. Por su parte, los reactivos que evaluaban la imagen de maternidad/paternidad fueron ítems con índices de discriminación y dificultad media (Tabla 2).

### *Análisis de la invarianza del modelo*

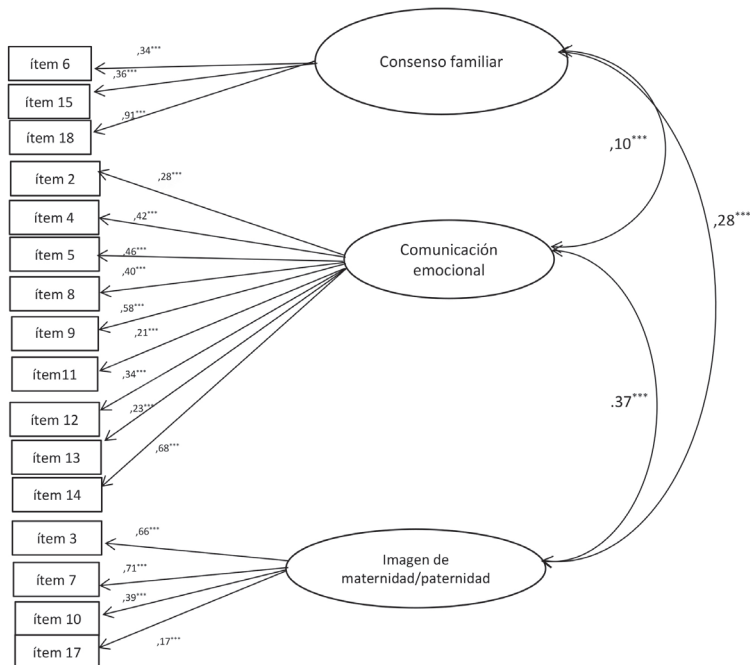
Para analizar la invarianza del constructo se realizó un análisis factorial confirmatorio multigrupo (AFCM) que consideraba las tres variables centrales de este trabajo: género del progenitor, nivel de estudios y situación laboral. El método de

estimación seleccionado fue el de mínimos cuadrados no ponderados. El modelo que se puso a prueba fue el mostrado en la Figura 1, resultante después de eliminarse los ítems 1 y 16. Sus índices de ajuste fueron:  $X^2(94) = 105,489$   $p = ,000$   $X^2/g.l. = 1122$ ; TLI = 0,961; CFI = ,970 y RMSEA = ,024. La puntuación de cada factor es la suma de los ítems, y fue necesario invertir los valores en los siguientes reactivos: 4, 5, 6, 8, 9 y 14. La puntuación total de la medida se obtiene: consenso familiar + comunicación emocional –imagen de maternidad/paternidad. La Tabla 3 muestra las puntuaciones directas y los percentiles.

**Tabla 3. Puntuaciones directas y percentiles “Inventario de comunicación e identidad familiar (ICIF)”**

PERCENTIL	CONSENSO FAMILIAR	COMUNICACIÓN EMOCIONAL	IMAGEN DE MATERNIDAD/PATERNIDAD	PERCENTIL
99	-	17,01-18	-	99
95	-	-	-	95
90	-	16,01-17	-	90
85	-	-	7,01-8	85
80	-	-	-	80
75	6	13,01-16	5,01-7	75
30	5-5,99	11,01-13	4,01-5	30
10	3,01-4,99	9,01-11	-	10
1	0-3	0-9	0-4	1
<i>Media</i>	5,5136	14,1636	6,0318	<i>Media</i>
<i>DT</i>	0,79081	2,14552	1,31513	<i>DT</i>

**Figura 1. Análisis confirmatorio del “Inventario de comunicación e identidad familiar (ICIF)”**



\*\*  $p < ,01$ . \*\*\*  $p < ,001$ .

\*\*  $p < ,01$ . \*\*\*  $p < ,001$ .

### *Invarianza a través del género*

Con cada uno de los grupos de progenitores por separado se analizó el mantenimiento de la estructura de tres factores. Para ello se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC). En el grupo de padres los índices de ajuste fueron:  $X^2(93) = 99,773$ ,  $X^2/g.l. = 1,073$ ; TLI = 0,939; CFI = ,953 y RMSEA = ,027; y, en el caso de las madres,  $X^2(94) = 107,957$ ,  $X^2/g.l. = 1,148$ ; TLI = 0,930; CFI = ,945 y RMSEA = ,036. En ambos grupos de progenitores se confirmó la estructura factorial mostrada en la Figura 1. Los índices cumplieron los criterios de corte adecuados para asumir el modelo evaluado, es decir,  $X^2/g.l. < 2$  (Tabachnick y Fidell, 2007), TLI y CFI  $> ,90$  y RMSEA  $< ,07$  (Hooper *et al.*, 2008). Los resultados del AFCM sin restringir ningún parámetro (Modelo 1, modelo base) fueron,  $X^2(186) = 207,419$ ,  $X^2/g.l. = 1,115$ ; TLI = 0,931; CFI = ,946 y RMSEA = ,023, con lo que la invarianza

configuracional se cumplió, esto es, el modelo de la Figura 1 se cumplió en padres y madres por separado. Para completar los análisis se realizaron dos tipos de invarianza de la medida (pesos y residuales) y una estructural (covarianzas). Respecto a estas tres invarianzas, en relación con el modelo 1 (parámetros libres) se verificó la invarianza métrica (todos los pesos iguales), la invarianza del error (residuales) y parcialmente la estructural (igualdad de las covarianzas) tanto en madres como en padres (Tabla 4). Ello implicó la importancia de cada dimensión (consenso familiar, comunicación emocional e imagen de maternidad/paternidad). También supuso que los errores de medida en la evaluación de estos factores en la población eran similares en ambos grupos, de manera que era necesaria la cautela en las relaciones entre las dimensiones (covarianzas) cuando se considera el género como variable transversal.

**Tabla 4. Análisis de la invarianza en el “Inventario de comunicación e identidad familiar (ICIF)”**

	$\chi^2$	<i>g.l.</i>	$\chi^2/g.l.$	<i>p</i>	<i>CFI</i>	<i>TLI</i>	<i>RMSEA</i>	$\Delta\chi^2$	$\Delta TLI$	$\Delta RMSEA$
<i>ICIF A TRAVÉS DEL GÉNERO</i>										
<i>Invarianza métrica</i>	221,059	264	1,115	,136	,945	0,933	,023	13,640	0,002	,000
<i>Invarianza residuales</i>	271,070	229	1,184	,030	,894	0,890	,029	29,036	0,041	,006
<i>Invarianza de las covarianzas</i>	236,455	205	1,153	,065	,921	0,907	,027	63,651***	0,024	,004
<i>ICIF A TRAVÉS DEL NIVEL DE ESTUDIOS</i>										
<i>Invarianza métrica</i>	228,887	199	1,150	,072	,924	0,908	,026	23,608*	0,029	,004
<i>Invarianza residuales</i>	260,022	229	1,135	,078	,919	0,917	,025	54,742*	0,032	,003
<i>Invarianza de las covarianzas</i>	236,819	205	1,155	,063	,921	0,905	,027	31,539*	0,020	,005
<i>ICIF A TRAVÉS DE LA SITUACIÓN LABORAL</i>										
<i>Invarianza métrica</i>	226,691	183	1,239	,015	,900	0,870	,033	26,495**	0,034	,004
<i>Invarianza residuales</i>	260,140	213	1,221	,015	,892	0,880	,032	59,944*	0,053	,003
<i>Invarianza de las covarianzas</i>	240,866	189	1,274	,006	,881	0,850	,036	40,670***	0,024	,007

\*  $p < ,05$ . \*\*  $p < ,01$ . \*\*\*  $p < ,001$ .

#### *Invarianza a través del nivel de estudios y situación laboral*

Se realizaron dos agrupaciones de los participantes: aquellos con nivel no universitario ( $n = 142$ ) y un segundo grupo con estudios universitarios ( $n = 78$ ). En primer lugar se analizó la invarianza configuracional. Para ello se comprobó cómo

se comportaba el modelo en ambos grupos por separado y a través de un AFCM. Con relación al grupo de no universitarios, los índices de ajuste obtenidos fueron:  $\chi^2(97) = 104,493$ ,  $\chi^2/g.l. = 1,077$ ; TLI = 0,960; CFI = ,970 y RMSEA = ,023. Por su parte, en el grupo de universitarios los índices obtenidos fueron  $\chi^2(92) = 101,501$ ,  $\chi^2/g.l. = 1,103$ ; TLI = 0,914; CFI = ,934 y RMSEA = ,037. El AFCM obtuvo los resultados siguientes,  $\chi^2(186) = 205,28$ ,  $\chi^2/g.l. = 1,104$ ; TLI = 0,936; CFI = ,951 y RMSEA = ,022. Esto implicó que el modelo presentado en la Figura 1 fuera igual en ambos grupos (universitarios/no universitarios). Sin embargo, las invarianzas de medida y la estructural resultaron difíciles de mantener (Tabla 4), es decir, el nivel de estudios determinó la importancia de cada variable en el modelo, así como la relación entre ellas.

Por último, se quiso analizar la estabilidad de la estructura factorial según la situación laboral de los progenitores. Esta variable se dicotomizó en dos categorías: progenitores que no trabajaban fuera del hogar ( $n = 57$ ) y que sí lo hacían ( $n = 160$ ). El objetivo era determinar si el modelo (Figura 1) era independiente de la situación laboral. En el primer grupo, el AFC reveló los siguientes resultados:  $\chi^2(85) = 99,087$ ,  $\chi^2/g.l. = 1,166$ ; TLI = 0,874; CFI = ,911 y RMSEA = ,054; en el grupo de progenitores con trabajo extradoméstico se obtuvieron los índices de ajuste  $\chi^2(93) = 111,205$ ,  $\chi^2/g.l. = 1,196$ ; TLI = 0,915; CFI = ,934 y RMSEA = ,035. Para completar el análisis de la invarianza configuracional se realizó un AFCM,  $\chi^2(170) = 200,196$ ,  $\chi^2/g.l. = 1,178$ ; TLI = 0,902; CFI = ,931 y RMSEA = ,029. Se pudo concluir que la estructura del modelo era independiente de la situación laboral. Por último, es posible afirmar que las invarianzas de medida y estructural no se cumplieron en esta variable (Tabla 4). Por consiguiente, la situación laboral fue una variable que influyó en el peso de cada factor del modelo (Figura 1) y en su evaluación en la población general.

## DISCUSIÓN

La potencialidad del instrumento resultante es que se trata de una medida breve y sencilla en la que se abordan situaciones conocidas en todas las familias. Los resultados de este trabajo concluyen que las dimensiones clave son tres: las estrategias de comunicación emocional, el consenso familiar y la imagen de maternidad/paternidad. Los ítems relativos a la comunicación emocional y el consenso familiar se mostraron como los mejores para identificar y discriminar entre los progenitores. Este resultado es coincidente con otros trabajos (Martínez e Iglesias, 2018; Olson y Barnes, 2010), en los que también el constructo “comunicación” resultó ser central, junto con el acuerdo entre los progenitores.



Dentro de la dimensión de consenso familiar, el ítem que evalúa el nivel de acuerdo entre los miembros de la pareja para la distribución de las tareas domésticas (ítem 18) ha sido el que ha obtenido mayor peso. Además, este reactivo se encuentra entre esa dimensión y la que evalúa la imagen de maternidad/paternidad. En relación con la dimensión imagen de maternidad/paternidad, el ítem con mayor carga factorial ha sido el que evalúa el rol femenino en las tareas del hogar (ítem 7). Poniendo el foco de interés en la dimensión comunicación emocional, se observa que el ítem con un peso factorial más elevado es el que valora el tipo de comunicación reflexiva versus espontánea (ítem 14). Así, nuestros resultados son coherentes con el trabajo de Kumpfer *et al.* (2012) ya que se puede establecer una relación entre los tres ítems de referencia de nuestra investigación y el factor “organización familiar”, que dichos autores sitúan como clave en la evaluación del ambiente familiar. Más específicamente, en el presente estudio los resultados se focalizan en el acuerdo para la distribución de tareas domésticas y el rol que se identifica con ellas. Por otro lado, cabe señalar que la comunicación y el conflicto familiar se relacionan con el tipo de comunicación establecida en el seno de la familia. Finalmente, parece muy relevante que el análisis de estas tres dimensiones nos podría describir una estructura familiar positiva: disciplina asertiva, expectativas realistas y capacidad de resolución de conflictos (Torío-López *et al.*, 2017).

También las dimensiones señaladas por Kumpfer y Alvarado (2003) como claves para desarrollar programas de parentalidad eficientes –estrategias para mejorar las relaciones familiares, la comunicación y la supervisión familiar– se han puesto de manifiesto en nuestro estudio, refrendado así sus conclusiones. Por lo tanto, el instrumento evalúa las estrategias comunicativas y las pautas que fomentan relaciones familiares positivas, en este caso relacionadas con la vida emocional. Asimismo, la supervisión se concreta, sobre todo, en la participación y la realización de las tareas domésticas.

Por otro lado, el análisis psicométrico refleja que se trata de un instrumento que permitirá detectar si existe o no equidad en la familia y cómo afecta a cada progenitor la nueva realidad generada con la llegada de los hijos e hijas después de un lapso de tiempo. Este instrumento, por tanto, sería recomendable para familias formadas por progenitores con menores entre 3-12 años. Esta autorreflexión permitirá hacer una evaluación sumativa y formativa del proceso de parentalidad iniciado con la llegada de los hijos e hijas, así como ir mejorando aquellas dinámicas que permitirán a la unidad familiar tener una entrada lo más adaptada posible al periodo de la adolescencia. El trabajo realizado pone de relieve la necesidad de construir ambientes igualitarios dentro del entorno doméstico, demanda que han venido mostrando estudios previos con programas de parentalidad positiva (Instituto de la Mujer, 2020).

La medida guarda relación con las variables de Sanders (2008) para fomentar ambientes seguros, comprometidos, asertivos, de cuidado, donde las conductas de afecto promuevan conductas positivas en los menores (Rodrigo, 2015; Rubio *et al.*, 2021) en la medida en que los progenitores se adaptan a la llegada del menor, aceptan que no siempre es posible hacer las cosas como ellos o ellas quieren, evitan identificar el rol de la madre con las tareas de afecto y cuidado, y desarrollan una comunicación positiva basada en la escucha.

Los resultados obtenidos en el análisis de la invarianza de la medida han confirmado la invarianza configuracional para el género, nivel de estudios y la situación laboral. Si se centra la mirada en el género se puede afirmar que el valor de las dimensiones resultantes, como los posibles errores de medida, se mantienen constantes en padres y madres. Esta circunstancia es un dato interesante para tener en cuenta en estudios futuros con una muestra más amplia, ya que se podría confirmar que la medida no se ve afectada por el género de los progenitores. Respecto a la invarianza estructural, cabe comentar que no se ha podido mantener la invarianza total principalmente debido a las diferencias del indicador de ajuste TLI, donde el nivel de significación ha sido superior a ,01. Precisamente la posible variabilidad en las covarianzas se explicaría por la diferencia en las interacciones entre los valores medios de los factores en madres y padres. Es decir, que las relaciones entre el consenso familiar, la comunicación emocional y la imagen de maternidad/paternidad serán diferentes según cómo se distribuya la medida en cada progenitor.

Se debe ser cauteloso con los resultados encontrados con relación a la invarianza de la medida teniendo en cuenta el nivel de estudios. A pesar de ser un instrumento con pocos elementos y de que la invarianza configuracional se mantuvo, el tamaño de los grupos no fue muy elevado. Además, no se pudieron asumir la invarianza métrica, residual y la de covarianzas.

Es interesante considerar estos datos y profundizar en ellos, ya que si se toma como referencia la influencia de la variable nivel de estudios, las investigaciones parecen mostrar que sí es un factor diferenciador en el desarrollo de la parentalidad y que posee consecuencias sobre la educación de los hijos e hijas. Así, se ha observado que en familias cuyos progenitores tienen nivel de estudios primarios, los menores presentan más riesgo de desarrollar problemas sociales, de manera que esa variable actúa como factor de protección (OECD, 2020). Sin embargo, otros estudios (Fang *et al.*, 2021) no confirman relaciones significativas entre el nivel de estudios de los padres y las madres y un hogar en el que exista paridad entre los progenitores.

En cuanto a las limitaciones, debe tenerse en cuenta que los resultados encontrados no pueden generalizarse a toda la población española porque se trata de un trabajo cuya muestra procede de una única Comunidad Autónoma (Principado

de Asturias). Por otro lado, cabe comentar que conseguir la participación de las familias no siempre resulta una tarea sencilla, ya que muchos progenitores han mostrado reticencias importantes ante la posibilidad de evidenciar y exteriorizar aspectos privados de su vida y su dinámica familiar.

Otra limitación a tomar en consideración es el tamaño de las submuestras en el análisis de la invarianza. Se trata de una cuestión de estudio recurrente desde hace más de 40 años en la literatura especializada. Así, los psicómetras han establecido diferentes criterios para establecer la muestra ideal. Un criterio general es la regla  $N/p$ , siendo  $N$  el tamaño de la muestra y  $p$  el número de variables o ítems. El intervalo de esta ratio oscila desde 3 a 10 (MacCallum *et al.*, 1999; Velicer y Fava, 1998). Así se han reportado trabajos con muestras inferiores a 50 (Cattell *et al.*, 1970 citado por Velicer y Fava, 1998). Por lo tanto, estos estudios muestran que la clave está en las comunalidades de los ítems, ya que cuando estas son altas el efecto del tamaño de la muestra disminuye (Ferrando *et al.*, 2022; MacCallum *et al.*, 1999; Velicer y Fava, 1998). En el caso que nos ocupa, los ítems del instrumento tenían sus comunalidades entre ,125 y ,650. Para completar la descripción técnica de la prueba, no se quiere dejar de analizar la presencia de los 4 ítems de deseabilidad social dentro de la medida; la razón de que se mantengan en la estructura final se debe a que fueron elegidos porque guardaban relación con el contenido del constructo general que se quería evaluar. En futuros trabajos se analizará si la fiabilidad y la validez predictiva se han visto perjudicadas por esta novedad.

Por último, sería interesante profundizar en la ausencia de invarianza según la situación laboral de los progenitores, ya que trabajar dentro o fuera del hogar suele ser una razón frecuentemente utilizada para justificar el grado de implicación dentro del mismo. No obstante, los resultados de la encuesta disponible sobre este tema en el INE (2015) revelaron que en el caso de las madres no resulta determinante, pues ellas dedican más horas a las tareas domésticas con independencia de que posean o no un trabajo extradoméstico. En este sentido, si bien estudios recientes muestran que el aporte de ingresos de la mujer es un factor determinante a la hora del reparto de las tareas del hogar, este hecho parece no influir demasiado cuando el 70% del trabajo doméstico y de cuidados se encuentra en manos femeninas (Domínguez *et al.*, 2019).

Fecha de recepción del original: 17 de enero de 2022

Fecha de aceptación de la versión definitiva: 22 de junio de 2022

## REFERENCIAS

- Atitsogbe, K., Moummoula, I., Rochat, R., Antonietti, J. P. y Rossier, J. (2018). Vocational interests and career indecision in Switzerland and Burkina Faso: Cross-cultural similarities and differences. *Journal of Vocational Behavior*, 107, 126-140. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2018.04.002>
- Azar, E., Vargas-Rubilar, J. y Arán-Filippetti, V. (2019). Adaptación de la escala de competencia parental percibida a una población de padres argentinos. *Anuario de Investigaciones*, 25(2), 393-401. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=369162253046>
- Bayot, A. y Hernández Viadel, J. V. (2008). *Evaluación de la competencia parental*. CEPE.
- Bernal, A. y Sandoval, L. Y. (2013). "Parentalidad positiva" o ser padres y madres en la educación familiar. *Estudios sobre Educación*, 25, 133-149. <https://hdl.handle.net/10171/34728>
- Bibler-Zaidi, N. L., Grob, K. L., Monrad, S. U., Holman, E. S., Gruppen, L. D. y Santen, S. A. (2018). Item quality improvement: what determines a good question? Guidelines for interpreting item analysis reports. *Medical Science Educator*, 28(1), 13-17. <https://doi.org/10.1007/s40670-017-0506-1>
- Copez-Lonzoy, A., Villareal-Zegarra, D. y Paz-Jesús, A. (2016). Propiedades psicométricas de la Escala de Comunicación Familiar en estudiantes universitarios. *Revista Costarricense de Psicología*, 35(1), 31-46. <https://doi.org/10.22544/rcps.v35i01.03>
- Cracco, C. y Costa-Ball, C. D. (2019). Propiedades psicométricas de la Escala de Comunicación familiar. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación- e Avaliação Psicológica*, 51(2), 77-86. <https://doi.org/10.21865/RIDEP51.2.06>
- Cupani, M., Lorenzo-Seva, U., Korzeniowski, C. G. y Azpilicueta, A. E. (2019). Elaboración de la versión breve del cuestionario de personalidad IPIP- Revisado: control del sesgo de respuesta aquiescencia. *Acta Colombiana de Psicología*, 22(1), 248-260. <https://doi.org/10.14718/ACP.2019.22.1.12>
- Domínguez, M., Muñoz, L. y Rubilar, G. (2019). El trabajo doméstico y de cuidados en las parejas de doble ingreso. Análisis comparativo entre España, Argentina y Chile. *Papers*, 104(2), 337-374. <https://doi.org/10.5565/rev/papers.2576>
- Fang, Y., Boelens, M., Windhorst, D., Raat, H. y van Grieken, A. (2021). Factors associated with parenting self-efficacy: A systematic review. *Journal of Advanced Nursing*, 15, 1-21. <http://dx.doi.org/10.1111/jan.14767>
- Ferrando, P. J. y Chico, E. (2000). Adaptación y análisis psicométrico de la escala de

- deseabilidad social de Marlowe y Crowne. *Psicothema*, 12(3), 383-389. <https://www.psicothema.com/pii?pii=346>
- Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., Hernández-Dorado, A. y Muñiz, J. (2022). Decálogo para el Análisis Factorial de los Ítems de un Test. *Psicothema*, 34(1), 7-17. <http://dx.doi.org/10.7334/psicothema2021.456>
- Gómez, E., Cifuentes, B. y Ortún, C. (2012). Padres competentes, Hijos protegidos: Evaluación de resultados del Programa “Viviendo en Familia”. *Psychosocial Intervention*, 21(3), 259-271. <https://dx.doi.org/10.5093/in2012a23>
- Gómez Muzzio, E. y Contreras, L. (2019). *Manual de la Escala de Parentalidad Positiva, E2p.V.2*. Ediciones Fundación América por la Infancia.
- Gómez Muzzio, E. y Muñoz Quinteros, M. (2014). *Escala de Parentalidad positiva*. Fundación Ideas para la Infancia.
- Gracia, P. y Esping-Andersen, G. (2015). Fathers' child care time and mothers' paid work: A cross-national study of Denmark, Spain, and the United Kingdom. *Family Science*, 6(1), 270-281. <https://doi.org/10.1080/19424620.2015.1082336>
- Hooper, D., Coughlan, J. y Mullen, M. R. (2008). Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60. <https://doi.org/10.21427/D7CF7R>
- Iglesias-García, M. T., Rodríguez-Ruiz, B. y Martínez-González, R. A. (2019). Validación de la Escala de Competencias Parentales Emocionales con Hijos/as Adolescentes (ECPE-HA). En F. J. Murillo y C. Martínez-Garrido (Coords.), *Actas del XIX Congreso Internacional de Investigación Educativa. Diagnóstico y evaluación educativa* (pp. 59-64). AIDIPE. [https://aidipe2019.aidipe.org/files/2019/07/Actas\\_AIDIPE2019\\_Vol\\_III.pdf](https://aidipe2019.aidipe.org/files/2019/07/Actas_AIDIPE2019_Vol_III.pdf)
- INE (2015). *Conciliación trabajo y familia (actualizado 26 julio 2021)*. *Indicador de horas de trabajo remuneradas y no remuneradas según tipo de hogar. Encuesta de Condiciones de Trabajo 2015(horas/semana)*. [https://www.ine.es/ss/Satellite?L=es\\_ES&c=INESeccion\\_C&cid=1259925472488&p=1254735110672&pageName=ProductosYServicios%2FPYSLayOut&param1=PYSDetalle&param3=1259924822888](https://www.ine.es/ss/Satellite?L=es_ES&c=INESeccion_C&cid=1259925472488&p=1254735110672&pageName=ProductosYServicios%2FPYSLayOut&param1=PYSDetalle&param3=1259924822888)
- Instituto de la Mujer (2020). *La perspectiva de género, esencial en la respuesta a la COVID-19*. Instituto de la Mujer y para la Igualdad de oportunidades. <https://www.inmujer.gob.es/actualidad/noticias/2020/Mayo/InformeCOVID19.htm>
- Kumpfer, K. y Alvarado, R. (2003). Family strengthening approaches for the prevention of youth problem behaviors. *American Psychologist*, 58, 457-465. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.58.6-7.457>

- Kumpfer, K., Xie, J. y O'Driscoll, R. (2012). Effectiveness of a culturally adapted Strengthening Families Program 12-16 years for high-risk Irish families. *Child Youth Care Forum*, 41, 173-195. <https://doi.org/10.1007/s10566-011-9168-0>
- Lorenzo-Seva, U. y Ferrando, P. J. (2018). *Factor (Version 10.8.04)*. Universitat Rovira i Virgili. <http://psico.fcep.urv.es/utilitats/factor/Download.html>
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S. y Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods*, 4(1), 84-99. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.1.84>
- Mahjabeen, W., Alam, S., Hassan, U., Zafar, T., Butt, R., Konain, S. y Rizvi, M. (2017). Difficulty index, discrimination index and distractor efficiency in multiple-choice questions. *Annals of PIMS*, 13(4), 310-315. <https://doi.org/10.48036/apims.v13i4.9>
- Martínez-González, R. A. e Iglesias-García, M. T. (2018). Validation of the Parenting Competence Scale for Parents with Young Children (PCS-YC). *Early Child Development and Care*, 188(11), 1593-1605. <https://doi.org/10.1080/03004430.2018.1490897>
- Martínez-Pampliega, A., Merino, L., Iriarte, L. y Olson, D. H. (2017). Psychometric Properties of the Spanish version of the Family Adaptability and Cohesion Evaluation Scale IV. *Psicothema*, 29(3), 414-420. <https://doi.org/10.7334/psicothema2016.21>
- Milfont, T. L. y Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research*, 3(1), 111-121. <https://doi.org/10.21500/20112084.857>
- Morales, S. y Vázquez, F. (2014). Prácticas de crianza asociadas a la reducción de los problemas de conducta infantil: una aportación a la salud pública. *Acta de Investigación Psicológica*, 4(3), 1700-1715. [http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S2007-48322014000300007](http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2007-48322014000300007)
- OECD (2020). *Education at a Glance 2020: OECD Indicators*, OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/69096873-en>
- Olson, D. y Barnes, H. (2010). *Family Communication Scale*. Life Innovations, Inc. Orlando, M. y Reeve, B. (2007). Applying item response theory (IRT) modeling to questionnaire development, evaluation, and refinement. *Quality of Life Research*, 16, 5-18. <https://doi.org/10.1007/s11136-007-9198-0>
- Orlando, M. y Thissen, D. (2003). Further investigation of the performance of S-X2: An item fit index for use with dichotomous item response theory models. *Applied Psychological Measurement*, 27(4), 289-298. <https://doi.org/10.1177/0146621603027004004>
- Palacios, J. (2016). Trabajando con familias, investigando sobre familias. *Apuntes*

- de *Psicología*, 34(2), 83-89. <https://www.apuntesdepsicologia.es/index.php/revista/article/view/599>
- Prieto, G. y Delgado, A. R. (2003). Análisis de un test mediante el modelo de Rasch. *Psicothema*, 15(1), 94-100. <https://www.psicothema.com/pi?pii=1029>
- Recomendación 112. Comisión de 20 de febrero de 2013 (2013). Invertir en la infancia: romper el ciclo de las desventajas. *Diario Oficial de la Unión Europea*, L59, 5-11. <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/ES/TXT/?uri=OJ:L:2013:059:TOC->
- Recomendación REC 2006/19 del Comité de Ministros a los Estados Miembros sobre políticas de apoyo a la Parentalidad Positiva (2006). *Consejo de Europa*. <https://rm.coe.int/09000016805d6dda>
- Rivadeneira, J. y López, M. A. (2017). Escala de Comunicación Familiar: validación en población adulta chilena. *Acta Colombiana de Psicología*, 20(2), 116-126. <http://doi:10.14718/ACP.2017.20.2.6>
- Rodrigo, M. J., Martín, J. C., Cabrera, E. y Máiquez, M. L. (2009). Las competencias parentales en contextos de riesgo psicosocial. *Psychosocial Intervencion*, 18(2), 113-120. <https://doi.org/10.5093/in2009v18n2a3>
- Rodrigo, M. J. (Coord.) (2015). *Manual práctico de parentalidad positiva*. Síntesis.
- Romero-Balsas, P., O'Brien, M. y Castrillo, C. (2020). The impact of gender values on unpaid work in two countries with different welfare traditions: UK and Spain. *Revista Internacional de Sociología*, 78(2), 1-13. <https://doi.org/10.3989/ris.2020.78.2.18.160>
- Rubio, F. J., Jiménez, M. C. y Trillo, M. P. (2021). Educación y crianza de los hijos. Detección de necesidades socioeducativas y formativas de los progenitores. *Revista Española de Pedagogía*, 79(279), 249-267. <https://doi.org/10.22550/REP79-2-2021-08>
- Rubio, F. J., Trillo, M. P. y Jiménez, M. C. (2020). Programas grupales de parentalidad positiva: una revisión sistemática de la producción científica. *Revista de Educación*, 389(3), 267-295. <https://doi.org/10.4438/1988-592X-RE-2020-389-462>
- Rubio, F. J., Trillo, M. P. y Jiménez, M. C. (2021). Características de los estudios de evaluación de programas grupales de educación parental. Una revisión de alcance. *Estudios sobre Educación*, 41, 71-105. <https://doi.org/10.15581/004.41.005>
- Sanders, M. R. (2008). Triple P-Positive Parenting Program as a public health approach to strengthening. *Journal of Family Psychology*, 22(3), 506-517. <https://doi.org/10.1037/0893-3200.22.3.506>
- Sanders, M. R., Kirby, J. N., Tellegen, C. L. y Day, J. J. (2014). The Triple P-Positive Parenting Program: A systematic review and meta-analysis of a

- multi-level system of parenting support. *Clinical Psychology Review*, 34(4), 337-357. <http://dx.doi.org/10.1016/j.cpr.2014.04.003>
- Savickas, M. L. y Porfeli, E. J. (2012). The career adapt-abilities scale: Construction, reliability, and measurement equivalence across 13 countries. *Journal of Vocational Behavior*, 80, 661-673. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jvb.2012.01.011>
- Scientific Software International (2017). *IRTPRO users' guide*. <http://www.ssicentral.com/>
- Seay, A., Freysteinson, W. y McFarlane, J. (2014). Positive Parenting. *Nursing Forum*, 49(3), 200-208. <https://doi.org/10.1111/nuf.12093>
- Seligman, M. E. P. (1999). The President's address. APA 1998 Annual Report. *American Psychologist*, 54, 559-562. <https://web-s-ebshost-com.uniovi.idm.oclc.org/ehost/pdfviewer/pdfviewer?vid=5&sid=7e948934-4da2-4fc8-8808-63a812fe2bef%40redis>
- Suárez, A., Byrne, S. y Rodrigo, M. J. (2016). Validación de la Escala de Parentalidad Positiva (EPP) para evaluar programas presenciales y online de apoyo. *Revista de Estudios e Investigación en Psicología y Educación*, 3(2), 112-120 <https://doi.org/10.17979/reipe.2016.3.2.1883>
- Tabachnick, B. G. y Fidell, L. S. (2007), *Using Multivariate Statistics*. Allyn and Bacon.
- Torío-López, S. (2017). ¿Cómo educar? ¿Lo estamos haciendo bien? Contribuyendo al actual debate de la literatura acerca del estilo educativo parental óptimo. *Pedagogía Social. Revista Interuniversitaria*, 29, 9-18.
- Torío-López, S., Fernández-García, C. M. e Inda-Caro, M. (2016). Evaluación de un programa experiencial de educación parental: la perspectiva de los educadores como agentes de cambio. *Aula Abierta*, 44, 31-37. <http://dx.doi.org/10.1016/j.aula.2015.05.001>
- Torío-López, S., Peña-Calvo, J.-V., Inda-Caro, M., Fernández-García, C. M. y Rodríguez-Menéndez, C. (2015). Evaluation of the Building Everyday Life positive parenting programme. *Journal of Children's Services*, 10(2), 173-184. <https://doi.org/10.1108/JCS-07-2014-0035>.
- Torío-López, S., Peña-Calvo, J.-V., Rodríguez-Menéndez, C., Fernández-García, C. M., Molina-Martín, S., Hernández-García, J. e Inda-Caro, M. (2013). *Construir lo cotidiano: un programa de educación parental*. Octaedro.
- Vargas-Rubilar, J., Lemos, V. N. y Richaud, M. C. (2020). Adaptación y validación argentina de una versión breve de la Escala de Parentalidad positiva (E2p). *Liberabit*, 26(2), 1-17. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2020.v26n2.08>
- Velicer, W. F. y Fava, J. L. (1998). Effects of variable and subject sampling on



factor pattern recovery. *Psychological Methods*, 3(2), 231-251. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.3.2.231>

World Economic Forum (2020). *75% of mothers in the UK have had to cut their working hours in lockdown*. <https://www.weforum.org/agenda/2020/07/childcare-coronavirus-covid19-lockdown-mothers-inequality/>

