

Evaluación del programa 'En familia. Educar Para la Vida (EFEPV)'. Fase 3: Mejora del Análisis de eficacia y evaluación de impacto.

**ANEXO 2. Manuscrito enviado
"Validación psicométrica de la escala
EF-FAD (Escala Familiar –
Funcionamiento, Ajuste y Dinámica)"**

Mayo 2026

fad
Juventud

Financiado por





ANEXO 2.
Manuscrito enviado
“Validación psicométrica de la escala
EF-FAD (Escala Familiar – Funcionamiento, Ajuste y Dinámica)”

Validación psicométrica de la escala EF-FAD

(Escala Familiar – Funcionamiento, Ajuste y Dinámica): una escala breve de funcionamiento familiar para contextos de prevención universal

Cabrera-Perona, V.*, Estévez-García, J.F.***, Blanquer-Cortés, M.*, Lloret-Irles, D.*.

* Departamento Psicología de la Salud. Universidad Miguel Hernández Elche.

*** Departamento de Sociología II. Universidad de Alicante

Abstract

Antecedentes: La evaluación del funcionamiento familiar en contextos preventivos requiere instrumentos breves, multidimensionales y con propiedades psicométricas robustas. **Objetivo:** Desarrollar y validar la escala EF-FAD como medida multidimensional del funcionamiento familiar en contextos de prevención universal. **Método:** Participaron 503 familiares usuarios del programa En Familia para la Vida (EFEPV). Se realizaron análisis factoriales exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC) en submuestras independientes. Se estimó la fiabilidad mediante coeficientes omega y se evaluó la invarianza de medida por grupo, tiempo, sexo, edad y comunidad autónoma. La validez convergente se examinó mediante correlaciones con indicadores de satisfacción. **Resultados:** El AFE identificó una estructura de cinco factores (establecimiento de normas, gestión de conflictos, clima familiar, consenso familiar/corresponsabilidad y estrés familiar), explicando el 58.3% de la varianza. El AFC replicó esta solución con excelente ajuste (CFI = .994, TLI = .993, RMSEA = .056, SRMR = .052). La fiabilidad global fue alta ($\omega_t = .94$; $\omega_h = .721$). La dimensión de estrés mostró varianza mayoritariamente específica ($\omega_{\text{grupo}} = .749$; $\omega_h \approx .04$) y correlaciones bajas con el resto de factores ($\Phi = .10-.22$). Se obtuvo invarianza escalar en todos los contrastes. La puntuación global correlacionó con satisfacción general ($r_s \approx .72$) y las subescalas mostraron asociaciones diferenciales con criterios afines; el estrés presentó correlaciones débiles y mayoritariamente no significativas. **Conclusiones:** la EF-FAD presenta una estructura estable, invariante y conceptualmente interpretable, que permite analizar el funcionamiento familiar como un sistema de procesos de forma ágil. La EF-FAD parece adecuada para evaluación dimensional y análisis de cambio en programas preventivos, aunque se requiere evidencia adicional sobre sensibilidad al cambio y utilidad clínica individual.

Keywords: funcionamiento familiar, prevención familiar, parenting programs, validación psicométrica, prevención universal

Correspondence concerning this article should be addressed to Jesús F. Estévez-García, Department of Sociology II, University of Alicante, Carretera de San Vicente del Raspeig s/n, 03690 San Vicente del Raspeig, Alicante, Spain. Email: jesus.estevez@ua.es

Notas de los autores

Agradecimientos: Los autores agradecen a Cristina Gil y Rocío Paños (Fad Juventud), responsables del programa En Familia para la Vida, su colaboración en el desarrollo de la escala y en la coordinación de los procesos de recogida de datos vinculados al programa.

Financiación: Este estudio fue financiado por la Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas mediante fondos destinados a programas supracomunitarios sobre adicciones (convocatoria 2025).

Declaración de conflicto de interés: Los autores declaran no tener conflictos de interés.

Validación psicométrica de la escala EF-FAD
(Escala Familiar – Funcionamiento, Ajuste y Dinámica): una escala breve de
funcionamiento familiar para contextos de prevención universal

Introducción

Las conductas de riesgo en la adolescencia siguen siendo un motivo de gran preocupación en el ámbito social, sanitario y familiar. Si bien en los últimos años la prevalencia de consumo de sustancias tradicionales en Europa, tales como el alcohol, el tabaco y el cannabis, ha disminuido, las cifras actuales siguen siendo alarmantes. Según los datos del último informe ESPAD (ESPAD Group, 2025), el 31% de los adolescentes reconoce haber tenido un consumo excesivo episódico, mientras que el uso medio de cannabis se sitúa en un 12%. En el caso del tabaquismo, la reducción en el consumo de cigarrillos tradicionales (del 41% al 32%) contrasta con el repunte del vapeo, que ha pasado del 40% al 44%. Más allá del consumo de sustancias, se ha alertado sobre el aumento de las conductas de riesgo en el entorno digital. A pesar de la estabilización del juego (en un 23%), ha aumentado el juego online hasta un 14% (de un 7.9%). En esta línea, el último informe internacional de HBSC (Boniel-Nissim et al., 2024) señala que un 11% de los adolescentes presentan un uso problemático de redes sociales y un 12% presenta patrones de riesgo asociado a los videojuegos.

En este escenario, la familia ocupa una posición primordial con capacidad de influir en el desarrollo psicosocial y ajuste psicológico del menor al ser uno de los principales contribuyentes en el estado de salud de una persona (McLeroy et al., 1988), con un efecto incluso mayor que el de los factores individuales por sí solos (Ferrer et al., 2005). Todo ello se debe al papel de la familia como agente socializador primario que modula las conductas, actitudes o expectativas del menor desde la infancia (Oetting & Donnermeyer, 1998). De este modo, el sistema familiar se ha mostrado como un factor de gran relevancia, tanto de riesgo como de protección, frente al desarrollo de conductas problemáticas (Hawkins et al., 1992) como a problemas de salud mental (Lin & Guo, 2024). La literatura actual apunta que los déficits en el funcionamiento familiar podrían estar relacionados con una mayor probabilidad de desarrollar conductas de riesgo en el consumo de sustancias y otros usos problemáticos, mientras que una mayor funcionalidad familiar se presentaría como un factor protector (Abar et al., 2025; Gao et al., 2022; Horigian et al., 2016; Nielsen et al., 2020; Pisarska & Ostaszewski, 2020; Tuttle et al., 2002). Aspectos específicos de

la familia se han estudiado en relación con la presencia de conductas de riesgo, desarrollo de problemas de dependencia a sustancias y usos problemáticos de tecnología, entre ellos se encuentra: el consumo de sustancias por parte de los padres/cuidadores/familia (Bozzini et al., 2021; Nawi et al., 2021), normalización del juego en la infancia (Smith et al., 2025), mayor conflictividad entre padres e hijos (Bozzini et al., 2021; Parveen & Jan, 2024), vínculo afectivo deficiente (Schneider et al., 2017), baja monitorización o supervisión parental (Bozzini et al., 2021; Nawi et al., 2021) o estilos de crianza específicos, como punitivos (Niu et al., 2023), de sobreprotección (Bozzini et al., 2021), permisivos, negligentes y autoritarios (Pinquart & Lauk, 2025).

Numerosas perspectivas teóricas han subrayado la relevancia del sistema familiar y su funcionamiento para el establecimiento de patrones de conducta saludables que permitan la prevención del desarrollo de conductas de riesgo, compartiendo entre ellas diversos factores en común como la comunicación, la gestión de límites o la adaptabilidad (Adamsons et al., 2022). Por tanto, el funcionamiento familiar es un componente de estudio primordial en el ámbito preventivo, definiéndose como el proceso y resultado por el cual los miembros de la familia interactúan entre sí para satisfacer necesidades básicas, tomar decisiones, establecer reglas y metas que contribuyan al desarrollo individual, al tiempo que se vean reflejados cambios en la dinámica familiar (Delage et al., 2010, citado en Cabrera-Perona et al., 2024).

Uno de los marcos más utilizados en la evaluación del funcionamiento familiar es el Modelo Circumplejo del Sistema Marital y Familiar (Olson, 2000; Olson et al., 2019), del que surgen las distintas versiones del instrumento FACES (Martínez-Pampliega et al., 2006). Este modelo organiza el funcionamiento familiar en torno a tres dimensiones: cohesión (vínculo emocional y grado de implicación entre los miembros), adaptabilidad o flexibilidad (capacidad del sistema para ajustar normas, roles y liderazgo ante cambios) y comunicación, entendida como el proceso que facilita la regulación de las dos anteriores mediante claridad, respeto y escucha (Martínez-Pampliega et al., 2006). Otro modelo ampliamente utilizado es el Modelo de McMaster del Funcionamiento Familiar (MMFF) (Epstein et al., 1983, 2003). Este modelo propone que los sistemas familiares saludables deben conseguir de forma satisfactoria tres tareas: básicas, de desarrollo y de gestión de riesgos, evaluando para ello seis dimensiones: resolución de problemas (la capacidad de la familia para resolver situaciones inconvenientes), comunicación (centrada en

la comunicación verbal que se da en el sistema familiar), roles (referida a si se han establecido patrones de comportamiento y funciones claras en el sistema familiar, así como si hay una asignación específica de tareas), receptividad afectiva (grado en que cada miembro de la familia es capaz de experimentar una respuesta emocional adecuada ante diversos estímulos), implicación afectiva (el grado en que los miembros de la familia están interesados en las actividades y preocupaciones de resto) y control del comportamiento (la forma en que una familia establece y mantiene las normas de comportamiento de sus miembros). Este enfoque dio lugar al Family Assessment Device (FAD), que incorpora además una medida global de funcionamiento (Epstein et al., 1983, 2003). Por su parte, el modelo de Beavers (Beavers & Hampson, 2000, 2003) se centra en la competencia familiar —relacionada con el bienestar, la capacidad de procesamiento y la flexibilidad— y el estilo familiar, vinculado al grado de cercanía. Desde esta perspectiva, las familias con mayor competencia presentan una mejor adaptación ante situaciones de estrés y conflicto, lo que ha permitido el desarrollo de instrumentos orientados a la identificación de riesgo (Beavers & Hampson, 2000). Este modelo ha servido para desarrollar instrumentos para identificar familias de alto riesgo como la Escala de Interacción de Beavers, entre otras (Beavers & Hampson, 2000).

Finalmente, algunos enfoques incorporan explícitamente el estrés como componente del sistema familiar. En esta línea, el Modelo de Estrés Familiar (MEFAD) (Musitu & Callejas, 2017) concibe a la familia como un sistema expuesto a demandas continuas que requieren adaptación. Este modelo integra factores relativos a los estresores acumulados, la adolescencia como etapa crítica, la percepción del estrés, los recursos personales y psicosociales, y los procesos de ajuste y adaptación (Musitu & Callejas, 2017).

Necesidad de instrumentos de evaluación.

Así, la evaluación del funcionamiento familiar se ha sustentado tradicionalmente en instrumentos de autoinforme vinculados a los modelos descritos anteriormente. La evidencia disponible muestra una elevada heterogeneidad en términos de estructura, dimensiones y longitud, lo que dificulta la comparabilidad entre estudios y la selección de medidas adecuadas. Revisiones sistemáticas identifican un número limitado de instrumentos con propiedades psicométricas aceptables, pero incluso entre estos persisten limitaciones relevantes, como problemas estructurales, dependencia de marcos teóricos clásicos y una extensión considerable (habitualmente entre 36 y 60 ítems) que

restringe su aplicabilidad (Alrajhi et al., 2025; Hamilton & Carr, 2016) Asimismo, la sensibilidad al cambio está escasamente evaluada y son pocos los instrumentos diseñados para monitorizar procesos de intervención. A pesar de esta diversidad, existe convergencia en dimensiones centrales como comunicación, cohesión, adaptabilidad y resolución de problemas. En suma, los resultados apuntan a la necesidad de desarrollar medidas más breves, estructuralmente consistentes y orientadas a procesos específicos, especialmente en contextos de prevención universal (Alrajhi et al., 2025; Hamilton & Carr, 2016), en los que se ha señalado de forma creciente la necesidad de instrumentos adaptados específicamente (tailored design), es decir, desarrollados para el contexto, objetivos y población de programas concretos, en lugar de adaptaciones de escalas generales. Este enfoque permite una mayor sensibilidad para captar procesos relevantes en la intervención, así como una mejor alineación entre los contenidos del programa y los mecanismos de cambio que se pretende evaluar.

Justificación

A pesar del amplio desarrollo de instrumentos de evaluación del funcionamiento familiar, persiste una limitación relevante en la literatura: la falta de utilidad clara dentro del proceso evaluativo. En muchos casos, estas medidas han sido utilizadas como indicadores globales del sistema familiar sin distinguir entre su valor diagnóstico y su utilidad como herramientas iniciales de detección y orientación. Esta ambigüedad resulta especialmente problemática en contextos preventivos, donde la evaluación requiere instrumentos capaces de identificar de forma eficiente dinámicas relevantes para el trabajo de los técnicos y, al mismo tiempo, ser sensibles a cambios a lo largo del tiempo. En consecuencia, existe una necesidad de medidas que, más que conseguir una evaluación exhaustiva de la funcionalidad familiar, permitan una aproximación eficiente y práctica, facilitando la detección de áreas clave y el seguimiento del cambio en contextos de intervención. En este marco, la Escala EF-FAD se desarrolla vinculada al programa de competencias parentales *En Familia: Educar para la Vida* (EFEPV), incorporando desde su diseño los dominios funcionales sobre los que se articula la intervención preventiva (p. ej., establecimiento de normas, gestión del conflicto, clima relacional o coordinación parental). Este planteamiento se alinea con los principios de la prevención basada en la evidencia, al integrar fundamentación teórica y validación empírica con una orientación explícita al contexto de aplicación, favoreciendo la coherencia entre evaluación e intervención.

Aunque su desarrollo responde a una lógica contextualizada, su estructura factorial y su fundamentación teórica se apoyan en modelos consolidados de funcionamiento familiar. Esto permite plantear la EF-FAD no solo como una medida específica del programa EFEPV, sino como un instrumento potencialmente transferible para la evaluación de intervenciones preventivas familiares de carácter universal.

Objetivos e hipótesis

El estudio tiene como objetivo desarrollar y validar la escala EF-FAD como instrumento breve para la evaluación del funcionamiento familiar en contextos de prevención. De forma específica, los objetivos planteados son: a) analizar la estructura factorial del instrumento mediante AFE y AFC en muestras independientes, b) evaluar la fiabilidad de la escala a nivel global y de subescalas, c) examinar la invarianza de medida en función de grupo, tiempo y variables sociodemográficas relevantes, y d) evaluar la validez convergente a partir de su relación con indicadores de satisfacción familiar.

Método

El contexto de intervención: el programa En Familia: Educar para la Vida (EFEPV).

El programa *En Familia: Educar para la Vida* (EFEPV), desarrollado por Fad Juventud, es una intervención de prevención familiar de carácter universal dirigida a padres y madres, orientada a fortalecer competencias parentales en la educación de hijos/as en edad adolescente. Su objetivo es potenciar la capacidad de influencia de la familia en la prevención de conductas de riesgo — incluyendo consumo de sustancias, uso problemático de tecnologías y otras conductas adictivas—, así como dotar a las familias de estrategias educativas para su afrontamiento. El programa, diseñado en 2015, se ha implementado de forma continuada en distintos contextos comunitarios y educativos en España, en colaboración con administraciones públicas y en el marco del Plan Nacional sobre Drogas. La intervención se estructura en módulos temáticos centrados en dimensiones clave del funcionamiento familiar, incluyendo comunicación familiar, clima y afectividad, organización familiar (establecimiento de normas y límites) y gestión de tensiones y conflictos. Estos contenidos se articulan en torno a procesos transversales como la calidad de la comunicación, la consistencia normativa y la regulación emocional en el contexto educativo. La implementación es realizada por personal específicamente formado. Su trayectoria de aplicación,

con evaluaciones en múltiples territorios y actualizaciones sucesivas de sus contenidos, refleja un programa consolidado y en evolución continua dentro del ámbito de la prevención familiar.

Participantes

Los participantes procedían de familias usuarias del programa de competencias parentales EFEPV. El diseño del estudio es longitudinal con dos momentos de evaluación (pre-test y post-test) y dos grupos (experimental y control). El *dataset* completo incluye $N = 551$ registros; de ellos, 48 corresponden a casos con evaluación únicamente en el post-test, por lo que carecen de datos en línea base y no pueden participar en los análisis psicométricos de la escala.

La muestra analítica para la validación quedó constituida por los $N = 503$ participantes con evaluación en el pre-test (grupo experimental: $n = 153$; grupo control: $n = 350$). Dado que ambos grupos completaron el cuestionario antes del inicio de la intervención, la fusión de ambas submuestras se justifica psicométricamente: la ausencia de exposición al tratamiento elimina la principal fuente de heterogeneidad entre grupos, y el tamaño muestral combinado incrementa la estabilidad de las estimaciones factoriales (Comrey & Lee, 1992; Kline, 2023). Las características sociodemográficas se presentan en la Tabla 1.

<INSERTAR AQUÍ TABLA 1>

Un total de 58 participantes declararon no compartir las tareas educativas con ninguna persona adulta (respuesta ≥ 5 en la pregunta filtro), por lo que sus respuestas a los ítems P30–P32 (subescala *Consenso familiar/corresponsabilidad*) se trataron como datos ausentes por diseño. Estas personas completaron el resto del cuestionario y fueron incluidas en todos los análisis que no involucran dichos ítems.

Instrumento

Escala EF-FAD

La Escala Familiar – Funcionamiento, Ajuste y Dinámica (EF-FAD) es un cuestionario autoaplicado diseñado para evaluar el funcionamiento familiar en el contexto del cuidado y la educación de hijos/as en edad escolar. Consta de 27 ítems con escala de respuesta tipo Likert de 7 puntos (1 = *Nada*, 7 = *Siempre*) distribuidos en seis dimensiones teóricas (véase Tabla 2).

La puntuación de cada subescala se obtiene como media de sus ítems. Los ítems de la subescala *Estrés familiar* (P17, P21, P22 y P23) se puntúan de forma inversa, de modo que puntuaciones más altas reflejan mayor estrés percibido. El ítem P17, inicialmente adscrito a la dimensión

Gestión de conflictos familiares, fue reasignado empíricamente a *Estrés familiar* en base a la solución exploratoria (véase Resultados). Los ítems P30–P32 (*Consenso familiar/corresponsabilidad*) cuentan con una pregunta filtro previa (P5): únicamente deben responderlos quienes comparten las tareas educativas con otra persona adulta.

Para la presente validación se aplicaron a priori dos criterios de depuración psicométrica: a) carga factorial mínima de .30 en algún factor de la solución exploratoria, y b) retención de factores con al menos tres ítems. Los ítems que no alcanzaron estos criterios fueron excluidos.

<INSERTAR AQUÍ TABLA 2>

Ítems de satisfacción (P33–P40)

El cuestionario incluye ocho ítems adicionales en los que el familiar indica su grado de satisfacción actual sobre: el tiempo dedicado en familia a hacer cosas juntos, la comunicación de opiniones y sentimientos en la familia, la demostración de afecto y cercanía entre los miembros (P35), el grado de acuerdo con la pareja sobre problemas referidos a los hijos/as, la forma de establecer normas y límites en casa (P37), los recursos personales para afrontar los problemas educativos, la resolución de conflictos familiares y la tranquilidad respecto a posibles problemas de los hijos/as (P40). Los ítems se responden sobre una escala de 7 puntos (1 = *Muy insatisfecho/a*, 7 = *Muy satisfecho/a*). Cada uno de estos ítems refleja la valoración subjetiva del familiar sobre un dominio paralelo al evaluado por la EF-FAD (clima familiar, consenso familiar, normas, afrontamiento, gestión de conflictos y estrés), lo que los convierte en indicadores de criterio idóneos para examinar la validez convergente de las subescalas.

Procedimiento

El estudio siguió un diseño instrumental (Montero & León, 2002) orientado a la validación psicométrica de la EF-FAD. El desarrollo de la escala se llevó a cabo en dos etapas.

En una primera etapa (enero–mayo 2025), el equipo de autores generó un banco de ítems a partir de la revisión de instrumentos de evaluación familiar existentes y la redacción de nuevos ítems para cada dimensión teórica. El banco fue depurado mediante un procedimiento de juicio entre expertos: se evaluó la claridad, comprensión y relevancia de cada ítem respecto a su factor teórico asignado, calculando el grado de acuerdo entre revisores y seleccionando los ítems con mayor consenso. La versión resultante (27 ítems) fue sometida a un pilotaje con una muestra reducida

para evaluar la adecuación del formato y la comprensión de los enunciados antes de la administración definitiva (Cabrera-Perona et al., 2025).

En una segunda etapa (2025–2026), la escala fue administrada online de forma autoaplicada a familias participantes en el programa EFEPV, como parte de la evaluación de línea base del diseño pre-post. Los cuestionarios se cumplimentaron antes del inicio de la intervención, tanto en el grupo experimental como en el grupo control. Los datos de pre-test de ambos grupos se fusionaron para los análisis exploratorios y de fiabilidad ($N = 503$); véanse los criterios de fusión en el apartado Participantes. Para los análisis confirmatorios se utilizó únicamente la submuestra de control en la evaluación post-test ($n = 286$), independiente de los datos empleados en la fase exploratoria. El estudio fue aprobado por la Oficina de Investigación Responsable de la Universidad Miguel Hernández de Elche con código AUT.DPS.VMCP.241211 y todos los participantes proporcionaron consentimiento informado.

Análisis de datos

Los análisis se realizaron con R (R Core Team, 2025). Se siguió una secuencia analítica en seis etapas. Como paso previo, se llevó a cabo un análisis preliminar de los 27 ítems: estadísticos descriptivos (media, desviación típica, asimetría y curtosis), distribución de frecuencias por categoría de respuesta e índices ítem-total corregidos por subescala. Se examinó la adecuación muestral mediante el índice KMO y la prueba de esfericidad de Bartlett, y se comprobó si la distribución de las categorías extremas justificaba alguna recodificación; en ausencia de suelo o techo marcados en la nueva muestra ($N = 503$), los análisis se realizaron sobre la escala original de 7 puntos.

Para explorar la estructura interna del instrumento se realizó un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) sobre la matriz de correlaciones policóricas, adecuada para ítems de respuesta ordinal (Olsson, 1979). Se empleó el método de extracción de mínimos residuales (MINRES) con rotación oblicua oblmin, que permite correlaciones entre los factores resultantes. El número óptimo de factores se determinó mediante análisis paralelo (Horn, 1965). Se aplicaron los criterios de depuración descritos en el apartado Instrumento (carga $\geq .30$ en al menos un factor; factores con ≥ 3 ítems). Para este análisis se utilizó el paquete *psych* (Revelle, 2024).

La estructura factorial identificada en el AFE fue sometida a un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) en la submuestra de control recogida en el post-test ($n = 286$), independiente de los datos

empleados en el AFE. Se estimó el modelo resultante con el estimador WLSMV (*Weighted Least Squares Mean and Variance adjusted*), recomendado para indicadores ordinales con distribuciones no normales (Flora & Curran, 2004). El ajuste se evaluó mediante CFI, TLI, RMSEA (con intervalo de confianza al 90%) y SRMR, adoptando como criterios de buen ajuste CFI y TLI $\geq .95$, RMSEA $\leq .06$ y SRMR $\leq .08$ (Hu & Bentler, 1999); valores de CFI y TLI $\geq .90$ y RMSEA $\leq .08$ se consideran indicativos de ajuste aceptable (Browne & Cudeck, 1993; Marsh et al., 2004). Los análisis de AFC se realizaron con el paquete *lavaan* (Rosseel, 2012).

Una vez confirmada la estructura, se examinó la invarianza de medida mediante cinco contrastes. El contraste principal evaluó la equivalencia del modelo entre el grupo experimental ($n = 153$) y el grupo control ($n = 350$) en el pre-test, condición necesaria para interpretar las diferencias de medias entre grupos. Como evidencia adicional de capacidad de generalización se realizaron tres contrastes transversales complementarios en la misma muestra pre-test: (a) comunidad autónoma (Madrid, $n = 253$; Castilla-La Mancha, $n = 250$), (b) sexo (masculino, $n = 103$; femenino, $n = 400$), y (c) grupo de edad (≤ 44 años, $n = 187$; ≥ 45 años, $n = 316$). La variable grupo de edad se construyó dicotomizando los tramos de edad disponibles en el cuestionario agrupando los niveles 1 (18–34 años) y 2 (35–44 años) frente a los niveles 3 (45–54 años) y 4 (≥ 55 años), dado que el tramo más joven únicamente contaba con $n = 25$ participantes, insuficientes para estimar un modelo multigrupo con garantías. Por último, el quinto contraste examinó la invarianza longitudinal entre el pre-test y el post-test en el grupo control ($n = 286$).

En todos los análisis de invarianza se siguió la secuencia configural, métrica y escalar (Schoot et al., 2012), evaluando el deterioro del ajuste mediante $\Delta CFI \leq .010$ y $\Delta RMSEA \leq .015$ (Cheung & Rensvold, 2002). Todos los modelos se estimaron con MLR y FIML para valores ausentes (estadísticos robustos de Satorra-Bentler). El estimador WLSMV no es viable en los contrastes transversales porque el grupo experimental ($n = 153$) presenta múltiples categorías de la escala de 7 puntos sin observaciones en varios ítems, ni en el modelo longitudinal, donde la especificación de restricciones de igualdad de umbrales junto a autocorrelaciones de residuos excede las funcionalidades estándar de *lavaan* para datos ordinales. Los análisis de invarianza se realizaron con los paquetes *lavaan* y *semTools* (Jorgensen et al., 2022).

La fiabilidad de las subescalas y de la escala global se estimó mediante el coeficiente omega (ω ; McDonald (1999)), calculado a partir de las cargas del modelo AFC. El coeficiente alfa de

Cronbach no se reporta como índice principal porque asume equivalencia tau entre ítems, supuesto que raramente se cumple en escalas con factores correlacionados (McNeish, 2018).

Finalmente, las evidencias de validez convergente se examinaron mediante correlaciones de Spearman entre las puntuaciones de cada subescala EF-FAD y los ocho ítems individuales de satisfacción (P33–P40), evitando la agregación en índices compuestos que introduciría solapamiento entre ítems. Se esperaban correlaciones sustanciales entre cada subescala y los ítems de satisfacción conceptualmente próximos, y correlaciones de menor magnitud con los ítems de dominios distintos.

Resultados

Análisis preliminar de ítems

Se examinaron los estadísticos descriptivos de los 27 ítems en la muestra del pre-test ($N = 503$). La Tabla 3 recoge la media, desviación típica, asimetría y curtosis de cada ítem, así como el índice de correlación ítem-total corregido (r_{it}) con su subescala teórica.

<INSERTAR AQUÍ TABLA 3>

Los ítems no presentaron efectos de suelo relevantes (porcentaje en la categoría 1 < 4% en todos los casos). Se observaron efectos de techo moderados en varios ítems de las subescalas *Clima familiar* (P24–P29; rango 18–41%) y *Consenso familiar/corresponsabilidad* (P30–P32; rango 15–25%), siendo P29 el más pronunciado (41.2%). Este patrón es coherente con una distribución asimétrica negativa en ítems que evalúan convivencia y acuerdo familiar y no compromete el resultado de correlaciones policóricas, que son robustas ante distribuciones ordinales asimétricas (Olsson, 1979). La adecuación muestral fue excelente ($KMO = .903$) y la matriz de correlaciones policóricas resultó significativamente diferente de la identidad (prueba de esfericidad de Bartlett: $\chi^2(351) = 8471.5, p < .001$), confirmando la viabilidad del análisis factorial.

Estructura factorial exploratoria

Se analizó la estructura factorial de los 27 ítems de la EF-FAD en la muestra de pre-administración ($N = 503$) mediante AFE con extracción MINRES y rotación oblimin aplicadas sobre la matriz de correlaciones policóricas (Olsson, 1979).

El análisis paralelo sugirió retener siete factores. La inspección de la solución reveló que P13 y P14 constituían un factor aislado de dos ítems con cargas moderadas y escasa correlación con el resto de los factores. En ausencia del mínimo de tres indicadores por factor recomendado en la

literatura (Comrey & Lee, 1992), ambos ítems fueron eliminados. En la solución subsiguiente con 25 ítems, P19 (“¿Disfrutáis del tiempo dedicado a actividades en familia?”) presentó una carga primaria en el factor de *Gestión de conflictos* ($\lambda = .39$) pero con carga cruzada notable en *Clima familiar* ($\lambda = .19$), lo que refleja una falta de especificidad factorial coherente con su contenido: el ítem evalúa disfrute de actividades compartidas, dimensión que pertenece conceptualmente al clima relacional y no a la resolución de conflictos. Su eliminación se justifica tanto por la ambigüedad de su estructura factorial como por la inadecuación de contenido respecto al factor en que fue asignado originalmente.

El análisis paralelo sobre los 24 ítems restantes sugirió seis factores. Se optó por la solución de cinco por su mayor parsimonia y coherencia con la estructura teórica del instrumento; el sexto factor emergente presentaba dos ítems con cargas débiles y sin interpretabilidad sustantiva clara. La solución de cinco factores explicó el 58.3% de la varianza total y mostró índices de ajuste aceptables (RMSEA = .080; TLI = .871; BIC = -326.5).

La Tabla 4 presenta la matriz de cargas rotadas. Los factores identificados correspondieron con los constructos teóricos del instrumento. *Establecimiento de normas* (P6–P8, P10 y P11) agrupó ítems sobre claridad, consistencia y adaptación de las normas en el hogar. *Gestión de conflictos* (P9, P15, P16, P18 y P20) reunió ítems sobre resolución de desacuerdos, comprensión mutua y consideración de la opinión de los hijos al establecer límites. *Clima familiar* (P24–P29) recogió ítems de comunicación afectiva, tiempo compartido y expresión de cariño. *Consenso y corresponsabilidad* (P30–P32) evaluó el grado de acuerdo entre la pareja ante situaciones de crianza. *Estrés familiar* (P17, P21–P23) agrupó ítems invertidos sobre discusiones, tensión e irritabilidad en el hogar.

Dos ítems mostraron un comportamiento psicométrico débil. P12 no alcanzó el umbral de .30 en ningún factor (carga máxima = .28; $h^2 = .30$) y P17 presentó una comunalidad baja ($h^2 = .15$) con una carga de .37 en el factor Estrés familiar. Ambos ítems fueron no obstante retenidos: su exclusión empeoró el ajuste global del modelo (RMSEA = .090; BIC = -154.2) y su contenido — recursos ante situaciones de riesgo educativo, P12; irritabilidad en la función parental, P17— tiene relevancia teórica para los constructos respectivos.

<INSERTAR AQUÍ TABLA 4>

Análisis factorial confirmatorio

La estructura de cinco factores obtenida en el AFE se sometió a contraste mediante AFC en la muestra independiente de control en el post-test ($n = 286$). Se especificó un modelo de cinco factores correlacionados con los indicadores asignados según la solución exploratoria, estimado mediante WLSMV con tratamiento de los ítems como variables ordinales (Flora & Curran, 2004). El modelo presentó un ajuste excelente a los datos (véase Tabla 5): CFI = .994, TLI = .993, RMSEA = .056 (IC 90%: .048–.063), SRMR = .052. Todos los índices superaron ampliamente los criterios habituales de buen ajuste (Kline, 2023). Las cargas factoriales estandarizadas fueron estadísticamente significativas en todos los ítems ($p < .001$) y oscilaron entre .46 y .93 (Tabla 5). Los valores más bajos correspondieron a P17 ($\lambda = .46$), ya identificado como débil en el AFE, y a P12 ($\lambda = .54$). El resto de los indicadores superó $\lambda = .64$, y los factores *Consenso* (MR4) y *Clima familiar* (MR1) mostraron cargas particularmente elevadas (.78–.93).

Las correlaciones entre factores (Φ) fueron moderadas-altas entre los cuatro factores de funcionamiento positivo (rango .61–.78) y bajas entre el factor *Estrés familiar* y el resto (rango .10–.22), lo cual es coherente con la naturaleza invertida de ese factor y apoya la capacidad discriminativa del instrumento.

<INSERTAR AQUÍ TABLA 5>

La estructura factorial se representa en Figura 1.

<INSERTAR AQUÍ FIGURA 1>

Invarianza de medida

Se examinó la invarianza de medida de la EF-FAD mediante secuencias de modelos anidados (configural → métrico → escalar) siguiendo los criterios de cambio en los índices de ajuste robustos: $\Delta CFI \leq .010$ y $\Delta RMSEA \leq .015$ (Cheung & Rensvold, 2002; Schout et al., 2012). Todos los análisis entre grupos se estimaron con MLR y FIML, dado que la escala de 7 puntos genera celdas sin observaciones en algunos grupos al dividir la muestra; este estimador es adecuado en estas condiciones y no compromete la naturaleza ordinal de los indicadores (Flora & Curran, 2004).

Invarianza entre grupos

Se examinó la invarianza para cuatro contrastes: (1) experimental vs. control en el pre-test —el análisis nuclear para validar la comparabilidad de las condiciones—, y como evidencias

adicionales de generalización, (2) Madrid ($n = 253$) vs. Castilla-La Mancha ($n = 250$), (3) masculino ($n = 103$) vs. femenino ($n = 400$), y (4) ≤ 44 años ($n = 187$) vs. ≥ 45 años ($n = 316$). Los resultados de los cuatro paneles se presentan en Tabla 6.

En el contraste experimental/control, el modelo configural presentó un ajuste aceptable ($CFI = .916$, $TLI = .904$, $RMSEA = .062$, $SRMR = .056$); la ligera reducción respecto al AFC unigrupo con MLR ($CFI_{robusto} = .936$) es esperable al dividir la muestra en grupos de distinto tamaño (Schoot et al., 2012). Los modelos métrico ($\Delta CFI = -.002$, $\Delta RMSEA = .000$) y escalar ($\Delta CFI = -.005$, $\Delta RMSEA = .000$) no mostraron deterioro significativo del ajuste. Los tres contrastes adicionales (CCAA, sexo y edad) confirmaron invarianza escalar en todos los casos, con ΔCFI y $\Delta RMSEA$ muy por debajo de los umbrales críticos. El conjunto de estos resultados evidencia que la EF-FAD mide el mismo constructo de forma equivalente en todos los subgrupos examinados, lo que sustenta la comparabilidad de las puntuaciones entre condiciones, territorios, sexos y grupos de edad.

<INSERTAR AQUÍ TABLA 6>

Invarianza longitudinal en el grupo control

La invarianza temporal de la EF-FAD se evaluó en el grupo control con datos pareados pre-post ($n = 286$), especificando un modelo de medida en dos ocasiones (T1 y T2) con autocorrelaciones entre los residuos del mismo ítem en ambos momentos para controlar la dependencia temporal (Tabla 7). El modelo configural mostró un ajuste satisfactorio ($CFI = .927$, $TLI = .919$, $RMSEA = .046$, $SRMR = .049$). La imposición de cargas iguales entre T1 y T2 (modelo métrico) no deterioró el ajuste ($\Delta CFI = .000$, $\Delta RMSEA = -.001$), ni tampoco la restricción adicional de interceptos iguales (modelo escalar: $\Delta CFI = -.001$, $\Delta RMSEA = .000$). La EF-FAD presenta por tanto invarianza escalar longitudinal, condición necesaria para interpretar los cambios en las puntuaciones entre el pre-test y el post-test como reflejo de cambio sustantivo y no de artefactos de medida.

<INSERTAR AQUÍ TABLA 7>

Fiabilidad

La consistencia interna se estimó mediante el coeficiente omega de McDonald (McDonald, 1999; McNeish, 2018) en un modelo bifactor (Reise, 2012), que permite descomponer la varianza del ítem en tres fuentes: el factor general (g) que impregna toda la escala, el factor específico de cada

subescala y el error. Se reportan tres índices: ω_t (fiabilidad total, incluyendo toda la varianza de constructo), ω_h (parte de ω_t debida exclusivamente al factor g) y ω_{grupo} (parte debida al factor de grupo, independientemente de g). El coeficiente alfa no se incluye como índice principal dado que la asimetría de algunos ítems y la estructura multidimensional de la escala violan la asunción de tau-equivalencia que subyace a su interpretación (McNeish, 2018). Los resultados se presentan en Tabla 8.

La escala global mostró una fiabilidad total excelente ($\omega_t = .94$) y una porción sustancial atribuible al factor general ($\omega_h = .721$), lo que justifica el empleo de una puntuación compuesta de funcionalidad familiar. A nivel de subescalas, todos los ω_t superaron el umbral de .76. La subescala *Estrés familiar* destacó por su perfil diferencial: $\omega_{\text{grupo}} = .749$ frente a $\omega_h = .040$, lo que indica que prácticamente toda su varianza fiable es específica del constructo que mide, con escasa contribución del factor general. Esta independencia resulta coherente con el carácter reactivo del estrés percibido respecto al funcionamiento global de la familia.

<INSERTAR AQUÍ TABLA 8>

Como evidencia complementaria de la estabilidad de la fiabilidad tras la intervención, se re-estimó el modelo bifactor sobre la muestra con medida post-test disponible ($N = 370$; ítems POST equivalentes).

Los resultados fueron prácticamente idénticos a los del pre-test ($\omega_t = .948$, $\omega_h = .747$). A nivel de subescalas, los ω_t obtuvieron los siguientes valores: *Clima familiar* = .826, *Establecimiento de normas* = .901, *Gestión de conflictos* = .826, *Consenso familiar/corresponsabilidad* = .847 y *Estrés familiar* = .825. Estos valores confirman la robustez de la estructura de fiabilidad con independencia del momento de medida y del grupo de pertenencia.

Validez convergente y discriminante

Las evidencias de validez convergente se examinaron mediante correlaciones de Spearman entre las puntuaciones medias de cada subescala y los ocho ítems individuales de satisfacción (P33–P40), que evalúan respectivamente la satisfacción con: P33 tiempo en familia, P34 comunicación, P35 afecto, P36 acuerdo en pareja sobre importancia educativa, P37 normas y límites, P38 recursos personales, P39 resolución de conflictos y P40 tranquilidad familiar. Se emplearon ítems individuales en lugar de índices compuestos para evitar el solapamiento de ítems (P37 pertenecería

simultáneamente a un índice de corresponsabilidad y a uno de normas). Los resultados se presentan en Tabla 9.

Todas las subescalas, excepto *Estrés familiar*, mostraron correlaciones significativas y positivas con la mayoría de los ítems de satisfacción (r_s entre .30 y .79, $p < .001$). El patrón convergente esperado se cumplió en las asociaciones más fuertes: *Clima familiar* correlacionó más intensamente con los ítems de comunicación (P34), afecto (P35) y tiempo en familia (P33); *Consenso familiar/corresponsabilidad* con el acuerdo en pareja (P36); y *Gestión de conflictos* con la resolución de conflictos (P39) y la tranquilidad familiar (P40). La subescala *Estrés familiar* presentó correlaciones negativas de pequeña magnitud con todos los ítems de satisfacción ($r_s = -.07$ a $-.19$), la mayoría no significativas, coherente con su perfil bifactor ($\omega_h \approx .04$).

<INSERTAR AQUÍ TABLA 9>

Discusión

Nuestro estudio de validación responde a una necesidad clásica y todavía vigente en la evaluación del funcionamiento familiar: disponer de instrumentos que permitan captar funcionamiento familiar de forma rápida, multidimensional y eficiente en contextos preventivos universales. Así, el objetivo principal de este trabajo era el desarrollo y validación de una escala breve, explorando y confirmando su estructura factorial. En este sentido, los resultados aportan evidencia a favor de la validez psicométrica de la EF-FAD como instrumento para la evaluación del funcionamiento familiar. Sin embargo, su aportación no se limita al ajuste del modelo factorial, sino que intenta superar un problema habitual en el campo: la dificultad de medir el funcionamiento familiar en dimensiones que sean, al mismo tiempo que empíricamente consistentes, conceptualmente diferenciadas y útiles para analizar procesos relevantes en la intervención y prevención familiar.

La estrategia empleada es consistente con estándares actuales. La combinación de AFE y AFC en muestras independientes reduce el riesgo de sobreajuste y refuerza la estructura obtenida (Worthington y Whittaker, 2006). Por su parte, el uso de correlaciones policóricas y WLSMV es adecuado para ítems ordinales (Brown, 2015) y los análisis de invarianza mediante MLR/FIML muestran equivalencia entre grupos y a lo largo del tiempo, lo que permite interpretar las diferencias como cambios en el constructo. Así, la invarianza escalar en función de grupo experimental o control, sexo, edad y comunidad autónoma defienden la validez y estabilidad del

modelo, al mismo tiempo que apoya la fusión de submuestras en el análisis exploratorio y garantiza la comparabilidad de las puntuaciones en el análisis de eficacia del programa. Respecto a ello, los resultados obtenidos en la submuestra con medida post-test disponible, que prácticamente se replican tanto para la escala global como para las subescalas, sugieren la estabilidad de las propiedades de la escala con independencia del momento de medida. La invarianza longitudinal obtenida en el grupo control permite además asumir que los cambios observados tras la intervención reflejan variaciones en el constructo y no artefactos de medida, lo que constituye una condición necesaria para la evaluación de la eficacia del programa.

El análisis de ítems aporta información adicional. La eliminación de P13 y P14 responde a criterios estructurales, esto es, la imposibilidad de definir un factor con menos de tres indicadores, mientras que la exclusión de P19 se justifica por cargas cruzadas, indicando falta de especificidad. Por el contrario, la retención de P12 y P17, pese a su rendimiento más débil, se fundamenta en criterios empíricos y conceptuales. Aunque P12 no alcanzó el umbral de .30 en el AFE y P17 presentó baja comunalidad y la carga más baja en el AFC, ambos aportan contenido relevante y su exclusión deterioraba el ajuste global. En particular, P17 parece capturar una faceta específica del estrés — vinculada a la irritabilidad o tensión parental— no completamente representada por el resto de ítems.

Confrontación: el funcionamiento familiar como proceso.

Tradicionalmente, la evaluación del funcionamiento familiar ha estado guiada por modelos globales que describen la organización del sistema mediante constructos amplios, como la cohesión y la adaptabilidad en el Modelo Circumplejo del Sistema Marital y Familiar (Olson, 2000; Olson et al., 2019), o las áreas funcionales del modelo McMaster (Epstein et al., 1983). Si bien estas aproximaciones han sido fundamentales para estructurar el campo, su utilidad en contextos preventivos resulta, en ocasiones, limitada, especialmente cuando el objetivo no es clasificar familias en términos de funcionamiento global, sino identificar mecanismos específicos asociados a vulnerabilidad, ajuste o cambio. En este estudio, la estructura no reproduce directamente las dimensiones de estos modelos teóricos, sino que organiza el constructo en cinco dominios funcionales (i.e. establecimiento de normas, gestión de conflictos, clima familiar, consenso familiar/corresponsabilidad y estrés familiar) que aparecen de forma consistente en el AFE y se replican con excelente ajuste en una muestra independiente. El hecho de que esta

solución explique alta varianza y alcance índices de ajuste robustos en el AFC permite sostener que la EF-FAD no solo evalúa el funcionamiento familiar en términos generales, sino que lo operacionaliza como un conjunto de procesos diferenciados con estabilidad del modelo más allá de una muestra original. Estas propiedades resultan particularmente relevantes en prevención, donde la utilidad de un instrumento depende en gran medida de su capacidad para discriminar áreas específicas susceptibles de intervención, seguimiento y evaluación del cambio.

La solución factorial obtenida muestra un patrón interpretable desde marcos teóricos clásicos, aunque no reproduce directamente sus dimensiones. Desde el plano teórico, los resultados sugieren que dimensiones como normas, conflicto y clima familiar, que en diversos modelos teóricos aparecen integradas, se diferencian en nuestro estudio como una solución estructural clara, con cargas elevadas, correlaciones coherentes y un patrón convergente bien definido. En términos del modelo familiar circumplejo (Olson, 2011), los resultados sugieren que la cohesión no emerge como una dimensión unitaria, sino que se distribuye entre al menos dos componentes diferenciados: clima familiar (expresión afectiva, comunicación, convivencia) y, parcialmente, consenso. De forma análoga, la adaptabilidad no aparece como un factor único, sino fragmentada en procesos más específicos, principalmente normas (regulación, supervisión) y conflicto (gestión de discrepancias). Este patrón es consistente con críticas previas sobre la heterogeneidad de dimensiones como la adaptabilidad (Hamilton & Carr, 2016; Mirnic et al., 2010) que sugieren que la agregación puede ocultar componentes funcionales diferenciados. Los datos obtenidos respaldan indirectamente estas interpretaciones. Así, la escala EF-FAD podría estar capturando procesos más próximos a la dinámica cotidiana de la convivencia y la crianza.

El patrón observado también presenta coherencia con modelos de funcionamiento familiar centrados en procesos, en los que dimensiones como la regulación normativa, la calidad de la comunicación y la gestión del conflicto se consideran componentes diferenciados del sistema familiar. En este sentido, la diferenciación entre normas, conflicto y clima no parece arbitraria, sino consistente con la literatura sobre prácticas parentales y dinámica familiar, donde estos dominios se analizan habitualmente de forma separada.

Esta diferenciación se ve reforzada al considerar conjuntamente la estructura confirmatoria, el modelo bifactor y la validez convergente. Aunque la escala global muestra una fiabilidad excelente

y una contribución sustancial del factor general, el caso del estrés familiar es particularmente informativo.

La elevada fiabilidad de la puntuación total apoya el uso de un índice global del funcionamiento familiar. No obstante, la subescala de estrés familiar presenta un patrón claramente diferenciado, lo que indica que la mayor parte de su varianza es específica del factor. En consecuencia, esta dimensión debería interpretarse de forma independiente y no agregarse al índice global. En este sentido, su baja correlación con el resto de factores, su baja contribución al factor general y su comportamiento en el modelo bifactor sugeriría que no forma parte del mismo continuo que el resto de dimensiones. Este resultado es coherente con los modelos clásicos de estrés familiar, que conceptualizan el estrés como el resultado de la interacción entre demandas y recursos, más que como un indicador directo de disfunción estructural (Hill, 1949; McCubbin & Patterson, 1983). De esta forma, su posición factorial podría reforzar su interpretación como dimensión reactiva, no estructural. En este sentido, la EF-FAD no solo discriminaría componentes funcionales del sistema familiar, sino que introduciría una distinción conceptualmente relevante entre procesos organizativos y estados reactivos de sobrecarga. Esta distinción resulta clave, ya que sugiere que niveles elevados de estrés pueden coexistir con estructuras familiares funcionalmente adecuadas, particularmente en contextos de alta exigencia evolutiva o educativa.

Por último, la subescala de consenso familiar/corresponsabilidad introduce un elemento con cargas elevadas, que sugiere un constructo bien definido y aporta una dimensión que no suele estar explícitamente representado en modelos clásicos. Su encaje teórico puede situarse en el ámbito de la coherencia educativa y la coordinación parental, constructos que, aunque implícitos en modelos generales de funcionamiento familiar, rara vez se operacionalizan de forma específica. Su estructuración como factor independiente sugiere que constituye un componente diferenciado del sistema familiar, al menos en contextos de intervención.

Así, los resultados permiten interpretar el funcionamiento familiar como un conjunto de procesos relacionados con variables de riesgo inespecífico. Dimensiones como normas, clima o conflicto se han asociado previamente con múltiples conductas problemáticas (Kumpfer & Alvarado, 2003; Van Ryzin et al., 2016). En nuestro estudio, el patrón de validez convergente observado indica que las subescalas capturan componentes funcionales diferenciados. En este sentido, las correlaciones de las dimensiones con los ítems de satisfacción es consistente con lo esperado, observándose

asociaciones más elevadas entre cada subescala y su criterio afín (Ej. clima con comunicación y afecto, consenso con corresponsabilidad). Además, la correlación entre la puntuación global y la satisfacción general ($r_s \approx .72$) aporta evidencia adicional de validez concurrente. En contraste, la subescala de estrés familiar presenta correlaciones negativas pero débiles y en su mayoría no significativas, lo que resulta coherente con su comportamiento en el modelo bifactor y refuerza su interpretación como una dimensión no equivalente al polo opuesto del funcionamiento familiar positivo.

En conclusión, la estructura factorial de la escala EF-FAD presenta un encaje teórico plausible si se interpreta como una descomposición empírica de constructos globales en procesos más específicos. Más que confirmar directamente los modelos clásicos, los resultados sugieren que estos pueden requerir una reformulación a nivel de medición, pasando de dimensiones agregadas a configuraciones de procesos parcialmente independientes.

Aplicaciones prácticas

La estructura multidimensional obtenida por la escala EF-FAD permite evaluar áreas concretas del funcionamiento familiar que suelen constituir objetivos habituales de intervención preventiva, lo que puede facilitar el trabajo de personas técnicas de prevención. Además, en términos de uso, la fiabilidad de la escala global permite su utilización como indicador sintético. Esta doble posibilidad resulta especialmente útil en prevención universal, donde suele ser necesario combinar una evaluación breve y aplicable a muestras amplias con información suficientemente desagregada para orientar contenidos de intervención. Además, la evidencia de invarianza entre grupos y longitudinal respalda su uso en diseños de evaluación de programas, al permitir comparar puntuaciones entre subgrupos y examinar el cambio entre medidas con mayores garantías de equivalencia. En este sentido, la EF-FAD puede contribuir a la protocolización de la evaluación en programas preventivos familiares, tanto en la fase inicial de caracterización del funcionamiento familiar como en la monitorización de dimensiones concretas potencialmente sensibles a la intervención. Esto resulta particularmente relevante en la evaluación de intervenciones complejas, donde es necesario identificar qué componentes del sistema familiar se modifican y cuáles permanecen estables. No obstante, esta aplicabilidad debe formularse con cautela. En su estado actual, la escala es adecuada para la evaluación dimensional y para el análisis del cambio a nivel grupal, pero no para tareas de cribado o toma de decisiones individuales, dado que aún no dispone

de puntos de corte ni de evidencia suficiente sobre sensibilidad al cambio o validez predictiva. Por ello, su incorporación en programas de prevención universal parece especialmente pertinente como herramienta de evaluación, seguimiento y análisis de procesos familiares, más que como instrumento de clasificación o selección de casos.

Limitaciones y líneas futuras

Los resultados de este estudio deben tomarse con cautela, siguiendo las limitaciones habituales, que se derivan principalmente del diseño y la muestra. En primer lugar, la muestra (i.e. familias participantes en el programa EFEPV) puede limitar la generalización de los resultados, debido a un posible sesgo de autoselección y una eventual restricción de rango en algunas dimensiones, lo que hace necesario replicar la estructura con mayor heterogeneidad muestral, incluyendo población general y contextos no vinculados a programas de intervención. En segundo lugar, la evaluación se basa en autoinforme individual, lo que restringe la interpretación a una perspectiva subjetiva y puede introducir efectos de método común y deseabilidad social, especialmente en dimensiones como clima o consenso. Futuros estudios deberían incorporar diseños multi-informante que permitan analizar tanto la coherencia como las discrepancias intra-familiares, así como incluir indicadores externos que refuercen la validez convergente.

Asimismo, resulta necesario examinar la estructura del instrumento en distintas tipologías familiares, especialmente en relación con la subescala de consenso familiar/corresponsabilidad, cuya formulación actual asume contextos de coparentalidad y puede limitar su aplicabilidad en determinadas configuraciones familiares.

Desde el punto de vista psicométrico, algunos ítems muestran un rendimiento mejorable, lo que sugiere la necesidad de refinamiento. Sería deseable que futuras investigaciones revisen y reformulen estos ítems para mejorar su especificidad conceptual, así como que evalúen versiones abreviadas del instrumento manteniendo la cobertura de contenido. En este sentido, los resultados sugieren la conveniencia de reformulación futura del ítem P17 para aumentar su especificidad. Así, versiones futuras deberían centrar su contenido en tensiones específicas de la crianza, en lugar de discusiones del hogar en general, mejorando su alineación conceptual con el resto de indicadores del factor. Del mismo modo, aunque la estructura factorial muestra coherencia interna, no se ha evaluado de forma exhaustiva la validez discriminante entre dimensiones ni se han contrastado modelos alternativos, lo que sería recomendable en futuras validaciones. Asimismo,

los datos apuntan a la pertinencia de explorar modelos alternativos. La coexistencia de un factor general fuerte con varianza específica relevante sugiere que modelos jerárquicos o bifactoriales podrían desempeñar un papel más central en futuras validaciones (Rodríguez et al., 2016). Del mismo modo, aunque la evidencia de invarianza es robusta, investigaciones futuras podrían profundizar mediante invarianza parcial, análisis a nivel de ítem o modelos de teoría de respuesta al ítem (Embretson & Reise, 2000; Putnick & Bornstein, 2016).

Finalmente, aunque la invarianza longitudinal permite analizar el cambio, aún no se ha evaluado directamente la sensibilidad del instrumento. Del mismo modo, la ausencia de evidencia de validez predictiva limita su alcance aplicado, al no poder establecer su capacidad para anticipar trayectorias de riesgo o ajuste. Futuras investigaciones deberán abordar ambos aspectos, así como el desarrollo de puntos de corte, datos normativos y análisis orientados a la identificación de perfiles funcionales diferenciados.

Conclusión

En conclusión, la EF-FAD presenta una estructura estable, invariante y conceptualmente interpretable, que permite analizar el funcionamiento familiar como un sistema de procesos de forma ágil. Este enfoque permite su utilización en contextos aplicados de prevención universal, especialmente cuando el interés se centra en mecanismos específicos de vulnerabilidad, ajuste o cambio. Aunque prometedora, la escala debe considerarse todavía en desarrollo.

Contribución de autoría (CRediT)

1. Conceptualización: Ideas, formulación o evolución de los objetivos y metas generales de la investigación: VCP
2. Curación de datos: Actividades de gestión para anotar, limpiar y mantener los datos de la investigación: VCP, JFEG
3. Análisis formal: Aplicación de técnicas estadísticas, matemáticas o computacionales para analizar o sintetizar datos: JFEG
4. Adquisición de fondos: Obtención del apoyo financiero para el proyecto: VCP
5. Investigación: Realización del proceso de investigación, específicamente experimentos o recolección de datos/evidencia: VCP, DLL
6. Metodología: Desarrollo o diseño de la metodología; creación de modelos: JFEG
7. Administración del proyecto: Responsabilidad de gestión y coordinación de la actividad de investigación: VCP
8. Recursos: Suministro de materiales de estudio, reactivos, pacientes, muestras, animales, instrumentación o herramientas informáticas.
9. Software: Programación, desarrollo de software; diseño de algoritmos o implementación de código: JFEG
10. Supervisión: Responsabilidad de supervisión y liderazgo en la planificación y ejecución de la investigación: VCP, DLL.
11. Validación: Verificación de la replicabilidad/reproducibilidad de los resultados y otros productos de la investigación: JFEG
12. Visualización: Preparación, creación y presentación del trabajo publicado, específicamente la visualización de datos: JFEG
13. Redacción – borrador original: Preparación y creación del trabajo publicado (específicamente la redacción del primer borrador): VCP, JFEG, MBC
14. Redacción – revisión y edición: Preparación y creación del trabajo publicado por los miembros del grupo de investigación original, específicamente la revisión crítica o edición: VCP, JFEG, MBC, DLL

Referencias

- Abar, C. C., Thomson, B. R., & Steinwachs, G. (2025). Parenting and Adolescent Substance Use: What Works, What Does Not, and What Is Next. *Journal of Adolescence*, 97(5), 1133–1144. <https://doi.org/10.1002/jad.12488>
- Alrajhi, M. N., Osman, K., & Alkharusi, H. A. (2025). Family relationship assessment in research and practice: A systematic review of measurement tools and scales. *TPM: Testing, Psychometrics, Methodology in Applied Psychology*, 32(3), 1091–1107.
- Adamsons, K., Few-Demo, A. L., Proulx, C., & Roy, K. (Eds.). (2022). *Sourcebook of Family Theories and Methodologies: A Dynamic Approach*. Springer International Publishing. <https://doi.org/10.1007/978-3-030-92002-9>
- Beavers, R., & Hampson, R. B. (2000). The Beavers Systems Model of Family Functioning. *Journal of Family Therapy*, 22(2), 128–143. <https://doi.org/10.1111/1467-6427.00143>
- Beavers, R., & Hampson, R. B. (2003). Measuring family competence: The Beavers systems model. In F. Walsh (Ed.), *Normal Family Processes* (3rd edn, pp. 549–580). Guilford Press. https://doi.org/10.4324/9780203428436_chapter_20
- Boniell-Nissim, M., Marino, C., Galeotti, T., Blinka, L., Ozolina, K., Craig, W., & et al. (2024). *A focus on adolescent social media use and gaming in Europe, central Asia and Canada. Health Behaviour in School-aged Children international report from the 2021/2022 survey. Volume 6*. WHO Regional Office for Europe.
- Bozzini, A. B., Bauer, A., Maruyama, J., Simões, R., & Matijasevich, A. (2021). Factors associated with risk behaviors in adolescence: A systematic review. *Brazilian Journal of Psychiatry*, 43, 210–221. <https://doi.org/https://doi.org/10.1590/1516-4446-2019-0835>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). Guilford Press.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136–162). Sage.
- Cabrera-Perona, V., Moriano, J. A., Lloret-Irles, D., González-Galnares, I., & Ordoñez, A. (2024). Development and Validation of the EFFAM Scale (Family Functioning Scale-Madrid). *Journal of Child and Family Studies*, 33(1), 129–140. <https://doi.org/10.1007/s10826-023-02719-5>

- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233–255.
- Comrey, A. L., & Lee, H. B. (1992). *A first course in factor analysis* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum.
- Epstein, N. B., Baldwin, L., Bishop, D. S., & Keitner, G. (1983). *The McMaster family assessment device*. 9, 171–180.
- Epstein, N. B., Ryan, C. E., Bishop, D. S., Miller, I. W., & Keitner, G. (2003). The McMaster Model. In F. Walsh (Ed.), *Normal Family Processes*. Taylor & Francis. https://doi.org/10.4324/9780203428436_chapter_21
- ESPAD Group. (2025). *ESPAD Report 2024: Results from the European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs*. EUDA Joint Publications, Publications Office of the European Union, Luxembourg.
- Ferrer, R. L., Palmer, R., & Burge, S. (2005). The Family Contribution to Health Status: A Population-Level Estimate. *The Annals of Family Medicine*, 3(2), 102–108. <https://doi.org/10.1370/afm.266>
- Flora, D. B., & Curran, P. J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological Methods*, 9(4), 466–491.
- Gao, Y.-X., Wang, J.-Y., & Dong, G.-H. (2022). The prevalence and possible risk factors of internet gaming disorder among adolescents and young adults: Systematic reviews and meta-analyses. *Journal of Psychiatric Research*, 154, 35–43. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2022.06.049>
- Hamilton, E., & Carr, A. (2016). Systematic review of self-report family assessment measures. *Family Process*, 55(1), 16–30. <https://doi.org/10.1111/famp.12200>
- Hawkins, J. D., Catalano, R. E., & Miller, J. Y. (1992). *Risk and Protective Factors for Alcohol and Other Drug Problems in Adolescence and Early Adulthood: Implications for Substance Abuse Prevention*. 112(1), 64–105. <https://doi.org/https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.64>
- Horigian, V. E., Anderson, A. R., & Szapocznik, J. (2016). Family-Based Treatments for Adolescent Substance Use. *Child and Adolescent Psychiatric Clinics of North America*, 25(4), 603–628. <https://doi.org/10.1016/j.chc.2016.06.001>

- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179–185.
- Hu, L., & 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. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel, Y. (2022). *semTools: Useful tools for structural equation modeling*. <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling* (5th ed.). Guilford Press.
- Kumpfer, K. L., & Alvarado, R. (2003). Family-strengthening approaches for the prevention of youth problem behaviors. *American Psychologist*, 58(6–7), 457–465. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.58.6-7.457>
- Lin, J., & Guo, W. (2024). The Research on Risk Factors for Adolescents' Mental Health. *Behavioral Sciences*, 14(4), 263. <https://doi.org/10.3390/bs14040263>
- Marsh, H. W., Hau, K.-T., & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 11(3), 320–341. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2
- Martínez-Pampliega, A., Iraurgi, I., Galíndez, E., & Sanz, M. (2006). *Family Adaptability and Cohesion Evaluation Scale (FACES): Desarrollo de una versión de 20 ítems en español*. 6(2), 317–338.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum.
- McLeroy, K. R., Bibeau, D., Steckler, A., & Glanz, K. (1988). An Ecological Perspective on Health Promotion Programs. *Health Education Quarterly*, 15(4), 351–377. <https://doi.org/10.1177/109019818801500401>
- McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological Methods*, 23(3), 412–433.
- Mirnic, Z., Vargha, A., Tóth, M., & Bagdy, E. (2010). The Circumplex Model: Criticisms and re-evaluation. *Journal of Family Therapy*, 32(4), 407–430

- Montero, I., & León, O. G. (2002). Clasificación y descripción de las metodologías de investigación en psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 2(3), 503–508.
- Musitu, G., & Callejas, J. E. (2017). El modelo de estrés familiar en la adolescencia: MEFAD. *International Journal of Developmental and Educational Psychology. Revista INFAD de Psicología.*, 1(1), 11. <https://doi.org/10.17060/ijodaep.2017.n1.v1.894>
- Nawi, A. M., Ismail, R., Ibrahim, F., Hassan, M. R., Manaf, M. R. A., Amit, N., Ibrahim, N., & Shafurdin, N. S. (2021). Risk and protective factors of drug abuse among adolescents: A systematic review. *BMC Public Health*, 21(1), 2088. <https://doi.org/10.1186/s12889-021-11906-2>
- Nielsen, P., Favez, N., & Rigter, H. (2020). Parental and Family Factors Associated with Problematic Gaming and Problematic Internet Use in Adolescents: A Systematic Literature Review. *Current Addiction Reports*, 7(3), 365–386. <https://doi.org/10.1007/s40429-020-00320-0>
- Niu, X., Li, J., King, D. L., Rost, D. H., Wang, H.-Z., & Wang, J.-L. (2023). The relationship between parenting styles and adolescent problematic Internet use: A three-level meta-analysis. *Journal of Behavioral Addictions*, 12(3), 652–669. <https://doi.org/10.1556/2006.2023.00043>
- Oetting, E. R., & Donnermeyer, J. F. (1998). Primary Socialization Theory: The Etiology of Drug Use and Deviance. I. *Substance Use & Misuse*, 33(4), 995–1026. <https://doi.org/10.3109/10826089809056252>
- Olson, D. H. (2000). Circumplex Model of Marital and Family Systems. *Journal of Family Therapy*, 22(2), 144–167. <https://doi.org/10.1111/1467-6427.00144>
- Olson, D. H., Waldvogel, L., & Schlieff, M. (2019). Circumplex Model of Marital and Family Systems: An Update. *Journal of Family Theory & Review*, 11(2), 199–211. <https://doi.org/10.1111/jftr.12331>
- Olsson, U. (1979). Maximum likelihood estimation of the polychoric correlation coefficient. *Psychometrika*, 44(4), 443–460.
- Parveen, A., & Jan, S. (2024). Parent-child conflict: A risk factor for substance abuse among adolescents. *Education Mind*, 3. <https://doi.org/10.58583/Pedapub.EM2403>

- Pinquart, M., & Lauk, J. (2025). Associations of parenting styles with substance use in the offspring—A systematic review and meta-analysis. *Drug and Alcohol Review, 44*(1), 133–143. <https://doi.org/10.1111/dar.13961>
- Pisarska, A., & Ostaszewski, K. (2020). Factors associated with youth gambling: Longitudinal study among high school students. *Public Health, Gambling: An Emerging Public Health Challenge, 184*, 33–40. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2020.03.017>
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review, 41*, 71–90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- R Core Team. (2025). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research, 47*(5), 667–696. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
- Revelle, W. (2024). *Psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research*. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software, 48*(2), 1–36.
- Schmid, J., & Leiman, J. M. (1957). The development of hierarchical factor solutions. *Psychometrika, 22*(1), 53–61. <https://doi.org/10.1007/BF02289209>
- Schneider, L. A., King, D. L., & Delfabbro, P. H. (2017). Family factors in adolescent problematic Internet gaming: A systematic review. *Journal of Behavioral Addictions, 6*(3), 321–333. <https://doi.org/10.1556/2006.6.2017.035>
- Schoot, R. van de, Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. In *European journal of developmental psychology* (Vol. 9, pp. 486–492).
- Simpson, E. G., Backman, A., & Ohannessian, C. M. (2023). Family Functioning and Social Media Use in Early Adolescence. *Journal of Child and Family Studies, 32*(11), 3459–3471. <https://doi.org/10.1007/s10826-023-02625-w>
- Smith, J., Wright, S., Dighton, G., Dymond, S., & Torrance, J. (2025). The Influence of Family on Gambling Behaviours: A Rapid Review of Emergent Literature. *International Journal of Mental Health and Addiction. https://doi.org/10.1007/s11469-025-01505-2*

- Tuttle, J., Melnyk, B. M., & Loveland-Cherry, C. (2002). Adolescent drug and alcohol use. *Nursing Clinics of North America*, 37(3), 443–460. [https://doi.org/10.1016/S0029-6465\(02\)00005-1](https://doi.org/10.1016/S0029-6465(02)00005-1)
- Van Ryzin, M. J., Roeth, C. J., Fosco, G. M., Lee, Y., & Chen, I.-C. (2016). A component-centered meta-analysis of family-based prevention programs for adolescent substance use. *Clinical Psychology Review*, 45, 72–80. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2016.03.007>
- Worthington, R. L., & Whittaker, T. A. (2006). Scale development research: A content analysis and recommendations for best practices. *The Counseling Psychologist*, 34(6), 806–838. <https://doi.org/10.1177/0011000006288127>

TABLAS Y FIGURAS.

Tabla 1*Características sociodemográficas de la muestra (pre-test)*

	Categoría	Total (N = 503)	Experimental (n = 153)	Control (n = 350)
Sexo	Masculino	103 (20.5%)	28 (18.3%)	75 (21.4%)
	Femenino	400 (79.5%)	125 (81.7%)	275 (78.6%)
	Otro	0 (0.0%)	0 (0.0%)	0 (0.0%)
Tramo de edad	18-34	25 (5.0%)	16 (10.5%)	9 (2.6%)
	35-44	162 (32.2%)	58 (37.9%)	104 (29.7%)
	45-54	268 (53.3%)	66 (43.1%)	202 (57.7%)
	55+	48 (9.5%)	13 (8.5%)	35 (10.0%)
N.º hijos/as	1	153 (30.4%)	35 (22.9%)	118 (33.7%)
	2	282 (56.1%)	92 (60.1%)	190 (54.3%)
	3	50 (9.9%)	14 (9.2%)	36 (10.3%)
	4	6 (1.2%)	1 (0.7%)	5 (1.4%)
	5	1 (0.2%)	0 (0.0%)	1 (0.3%)
	6	1 (0.2%)	1 (0.7%)	0 (0.0%)

Tabla 2*Dimensiones teóricas de la EF-FAD (versión inicial, 27 ítems)*

Dimensión	Descripción	Ítems
Establecimiento de normas y límites	Evalúa el nivel de establecimiento de normas de convivencia claras, supervisión de las actividades y adopción de sanciones o consecuencias en caso de incumplimiento. Mayor puntuación indica mayor establecimiento de normas y límites.	P6–P11
Pautas de afrontamiento	Evalúa la percepción del familiar sobre sus capacidades y recursos de control ante las problemáticas relacionadas con la tarea educativa. Mayor puntuación indica mayor adquisición de pautas y mejor afrontamiento.	P12–P14
Gestión de conflictos familiares	Evalúa la percepción acerca de la gestión y resolución de conflictos familiares. Mayor puntuación indica mejor gestión y resolución de conflictos.	P15–P20 (P17‡*)
Estrés familiar	Evalúa el grado de afectación emocional percibida a causa de la gestión educativa o las problemáticas referidas a los/as menores. Mayor puntuación indica mayor estrés familiar.	P21–P23*
Clima familiar	Evalúa la dimensión relacional entre los/as familiares: convivencia, comunicación y expresión afectiva. Mayor puntuación indica mejor clima familiar.	P24–P29
Consenso familiar/corresponsabilidad	Evalúa el grado de acuerdo entre tutores/as que comparten la responsabilidad educativa sobre la importancia de los problemas y la forma de afrontarlos. Mayor puntuación indica mayor consenso.	P30–P32‡

Nota. * Ítems puntuados de forma inversa en la versión validada final. † Solo aplicable a participantes que comparten las tareas educativas con otra persona adulta (P5). ‡ P17, originalmente adscrito a la dimensión Gestión de conflictos familiares, fue reasignado empíricamente a Estrés familiar en el análisis factorial exploratorio (véase Resultados).

Tabla 3*Estadísticos descriptivos e índices ítem-total de los 27 ítems EF-FAD (muestra pre-test, N=503)*

Ítem	M	DT	g1	g2	r_it
P6	5.46	1.06	-0.21	-0.15	0.68
P7	4.98	1.08	-0.09	0.41	0.58
P8	5.08	1.22	-0.30	0.21	0.55
P9	4.91	1.19	0.07	-0.28	0.40
P10	5.51	1.04	-0.13	-0.65	0.71
P11	5.55	1.08	-0.39	0.28	0.59
P12	4.82	1.40	-0.50	0.35	0.43
P13*	4.67	1.28	0.03	-0.40	0.66
P14*	5.05	1.10	-0.06	0.24	0.60
P15	5.08	1.12	0.03	-0.48	0.65
P16	4.61	1.15	0.13	0.19	0.56
P17	4.00	1.14	0.01	0.09	0.34
P18	4.93	0.97	0.14	0.42	0.66
P19*	5.46	1.09	-0.17	-0.34	0.46
P20	5.20	1.07	0.06	-0.51	0.65
P21	4.36	1.35	-0.21	-0.53	0.67
P22	4.24	1.31	-0.31	-0.18	0.72
P23	4.47	1.34	-0.13	-0.30	0.63
P24	5.52	1.11	-0.31	-0.29	0.63
P25	5.57	1.11	-0.43	-0.19	0.70
P26	5.53	1.12	-0.62	0.35	0.69
P27	5.43	1.18	-0.51	-0.30	0.74
P28	5.34	1.16	-0.39	-0.12	0.66
P29	5.98	1.04	-0.71	-0.20	0.65
P30	5.53	1.09	-0.84	1.31	0.80

Ítem	M	DT	g1	g2	r_it
P31	5.42	1.07	-0.73	1.12	0.84
P32	5.52	1.19	-0.61	0.31	0.71

Nota. M = media; DT = desviación típica; g1 = asimetría; g2 = curtosis; r_it = correlación ítem-total corregida con la subescala teórica. Los ítems marcados con * fueron eliminados en el análisis factorial exploratorio.

Tabla 4*Matriz de cargas factoriales rotadas de la solución de cinco factores (EF-FAD, N = 503)*

	Normas	Conflictos	Clima fam.	Consenso	Estrés (inv)	h^2
P6	0.82					0.73
P7	0.78					0.56
P8	0.62					0.49
P10	0.67					0.67
P11	0.46	0.32				0.48
P12	0.28					0.30
P9		0.52				0.33
P15		0.48				0.55
P16		0.48				0.47
P18		0.65				0.60
P20		0.65				0.58
P24			0.44			0.52
P25		0.28	0.52			0.63
P26			0.80			0.65
P27			0.87			0.77
P28			0.61			0.55
P29			0.61			0.55
P30				0.92		0.82
P31				0.94		0.88
P32				0.70		0.66
P17					0.37	0.15
P21					0.86	0.71
P22					0.86	0.76
P23					0.72	0.56
% var.	0.12	0.11	0.14	0.12	0.09	

Nota. Se muestran las cargas $\geq .25$; las cargas $\geq .30$ aparecen en negrita. Rotación oblimin sobre correlaciones policóricas; extracción MINRES. H^2 = comunalidad. % var. = proporción de varianza explicada por factor. Normas = Establecimiento de normas; Clima fam. = Clima familiar; Estrés (inv) = Estrés familiar (ítems invertidos). P12 (carga máx. = .28) y P17 ($h^2 = .15$) son los ítems con comportamiento psicométrico más débil (véase el texto).

Tabla 5*Cargas factoriales estandarizadas del AFC de cinco factores (EF-FAD, n = 286)*

Ítem	Factor	λ	EE
P6	Normas	0.866	0.024
P7	Normas	0.685	0.032
P8	Normas	0.724	0.031
P10	Normas	0.856	0.020
P11	Normas	0.738	0.034
P12	Normas	0.537	0.040
P9	Conflictos	0.553	0.041
P15	Conflictos	0.758	0.032
P16	Conflictos	0.714	0.032
P18	Conflictos	0.691	0.037
P20	Conflictos	0.646	0.036
P24	Clima fam.	0.824	0.025
P25	Clima fam.	0.830	0.021
P26	Clima fam.	0.862	0.018
P27	Clima fam.	0.848	0.021
P28	Clima fam.	0.798	0.025
P29	Clima fam.	0.783	0.027
P30	Consenso	0.919	0.016
P31	Consenso	0.930	0.017
P32	Consenso	0.804	0.030
P17	Estrés (inv)	0.462	0.045
P21	Estrés (inv)	0.912	0.016
P22	Estrés (inv)	0.889	0.018
P23	Estrés (inv)	0.839	0.019

Nota. Λ = carga factorial estandarizada; EE = error estándar. Estimación WLSMV con ítems ordinales. Todas las cargas son significativas ($p < .001$). Índices de ajuste global: CFI = .994, TLI = .993, RMSEA =

.056 (IC 90%: .048–.063), SRMR = .052. $N = 286$. A efectos de comparabilidad con los análisis de invarianza posteriores (estimados con MLR; véase Tabla 6 y Tabla 7), el modelo se re-estimó con MLR, obteniendo $CFI_{\text{robusto}} = .936$, $TLL_{\text{robusto}} = .927$, $RMSEA_{\text{robusto}} = .057$, SRMR = .049. La convergencia entre ambas estimaciones confirma la robustez de la estructura factorial con independencia del estimador. Correlaciones interfactoriales estandarizadas (Φ): Clima–Normas = .65, Clima–Gestión conflictos = .78, Clima–Consenso = .73, Normas–Gestión conflictos = .73, Normas–Consenso = .67, Gestión conflictos–Consenso = .61. Correlaciones con *Estrés familiar*: Clima = .10, Normas = .16, Gestión conflictos = .22, Consenso = .12.

Tabla 6*Secuencia de invarianza de medida entre grupos — cuatro contrastes (EF-FAD)*

Modelo	$\chi^2(\text{gl})$	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	ΔCFI	ΔRMSEA
Experimental (n=153) vs. Control (n=350)							
Configural	906.1 (484)	0.916	0.904	0.062	0.056	—	—
Métrico	931.9 (503)	0.914	0.906	0.062	0.059	-0.002	-0.001
Escalar	976.0 (522)	0.910	0.904	0.062	0.061	-0.005	0.000
Madrid (n=253) vs. Castilla-La Mancha (n=250)							
Configural	870.3 (484)	0.924	0.914	0.060	0.054	—	—
Métrico	890.1 (503)	0.924	0.917	0.059	0.058	-0.000	-0.001
Escalar	918.4 (522)	0.923	0.919	0.058	0.059	-0.001	-0.001
Masculino (n=103) vs. Femenino (n=400)							
Configural	910.9 (484)	0.920	0.909	0.062	0.054	—	—
Métrico	950.0 (503)	0.917	0.908	0.062	0.059	-0.004	0.000
Escalar	979.5 (522)	0.915	0.910	0.061	0.060	-0.002	-0.000
≤44 años (n=187) vs. ≥45 años (n=316)							
Configural	943.3 (484)	0.912	0.900	0.065	0.058	—	—
Métrico	968.1 (503)	0.911	0.902	0.064	0.062	-0.001	-0.001
Escalar	995.4 (522)	0.910	0.905	0.063	0.062	-0.001	-0.001

Nota. Estimación MLR con FIML para los cuatro contrastes. $\chi^2(\text{gl})$ = estadístico de Satorra-Bentler escalado; CFI y RMSEA son versiones robustas. ΔCFI y ΔRMSEA indican el cambio respecto al modelo precedente. Criterios de invarianza: $|\Delta\text{CFI}| \leq .010$, $|\Delta\text{RMSEA}| \leq .015$ (Cheung & Rensvold, 2002; Schout et al., 2012).

Tabla 7*Secuencia de invarianza longitudinal en el grupo control (EF-FAD, pre-post)*

Modelo	$\chi^2(\text{gl})$	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	ΔCFI	ΔRMSEA
Configural	1605.0 (1011)	0.927	0.919	0.046	0.049	—	—
Métrico	1622.4 (1030)	0.928	0.921	0.046	0.050	0.000	-0.001
Escalar	1654.0 (1054)	0.927	0.922	0.045	0.050	-0.001	-0.000

Nota. Estimación MLR con FIML. CFI y RMSEA son versiones robustas (Satorra-Bentler). El modelo incluye autocorrelaciones entre residuos del mismo ítem en T1 y T2. ΔCFI y ΔRMSEA indican el cambio respecto al modelo precedente. Criterios de invarianza: $|\Delta\text{CFI}| \leq .010$, $|\Delta\text{RMSEA}| \leq .015$. $n = 286$.

Tabla 8*Estimaciones de fiabilidad mediante modelo bifactor (EF-FAD, N = 503)*

Subescala	k	ω_t	ω_h	ω_{grupo}
Escala global (24 ítems)	24	0.940	0.721	—
Clima familiar	6	0.837	0.519	0.318
Establecimiento de normas	6	0.807	0.504	0.303
Gestión de conflictos	5	0.761	0.529	0.231
Consenso familiar / corresponsabilidad	3	0.898	0.422	0.477
Estrés familiar	4	0.789	0.040	0.749

Nota. K = número de ítems. Ω_t = omega total; ω_h = omega jerárquico (varianza debida al factor general g); ω_{grupo} = omega de grupo (varianza específica de la subescala, descontado g). Estimación mediante modelo bifactor con rotación Schmid-Leiman (Schmid & Leiman, 1957), extracción ML (R Core Team (2025)). $N = 503$.

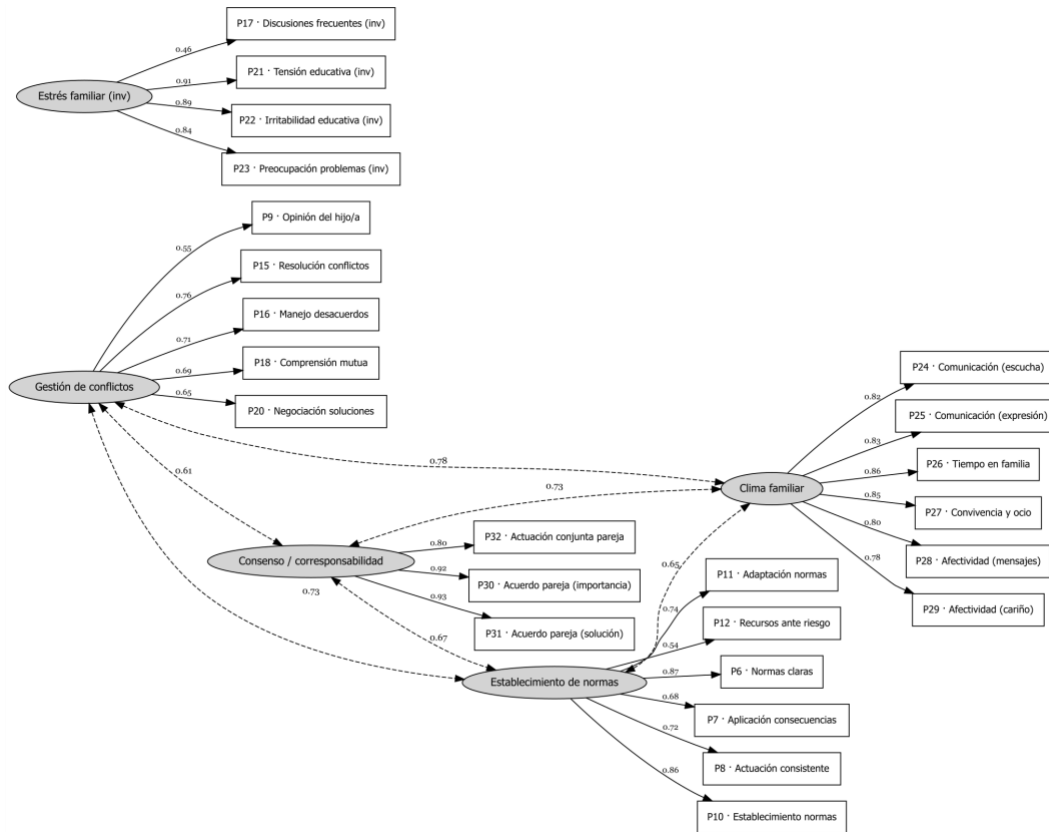
Tabla 9*Correlaciones de Spearman entre subescalas EF-FAD e ítems de satisfacción (P33–P40)*

Subescala	P33 Tiempo fam.	P34 Comunicac.	P35 Afecto	P36 Acuerdo pareja	P37 Normas	P38 Recursos	P39 Conflictos	P40 Tranquilidad
Clima familiar	0.64***	0.74***	0.72***	0.57***	0.60***	0.54***	0.61***	0.45***
Establecimiento de normas	0.33***	0.43***	0.42***	0.44***	0.55***	0.51***	0.58***	0.42***
Gestión de conflictos	0.39***	0.50***	0.43***	0.47***	0.51***	0.53***	0.59***	0.46***
Consenso familiar/ corresponsab.	0.45***	0.52***	0.52***	0.75***	0.72***	0.48***	0.62***	0.40***
Estrés familiar	-0.05	-0.05	-0.07	-0.02	-0.08	-0.14**	-0.15***	-0.14**
Escala global	0.51***	0.63***	0.59***	0.55***	0.61***	0.56***	0.62***	0.44***

Nota. Correlaciones de Spearman. $N = 503$ (subescalas MR1, MR3, MR5, MR2 y escala global); $n = 445$ para MR4 (solo participantes con pareja, P36–P37). Los ítems de satisfacción individuales evitan el solapamiento que ocurre al agregar P37 en índices compuestos de corresponsabilidad y de normas simultáneamente. *** $p < .001$; ** $p < .01$; * $p < .05$.

Figura 1

Diagrama del modelo AFC de cinco factores de la EF-FAD. Las cargas son estandarizadas (WLSMV). Las correlaciones interfactoriales se muestran solo cuando $|\Phi| > .30$ (líneas discontinuas). $n = 286$.



ANEXOS. MATERIAL SUPLEMENTARIO.

La versión final de la EF-FAD quedó compuesta por 24 ítems distribuidos en cinco dimensiones: establecimiento de normas y límites, gestión de conflictos familiares, clima familiar, consenso familiar/corresponsabilidad y estrés familiar. Los ítems P13, P14 y P19 fueron excluidos durante el proceso de depuración psicométrica. El ítem P17, inicialmente adscrito a gestión de conflictos familiares, fue reasignado a estrés familiar de acuerdo con la solución factorial exploratoria. Los ítems P17 y P21–P23 se puntúan de forma inversa. Los ítems P30–P32 solo deben ser respondidos por participantes que comparten las tareas educativas con otra persona adulta.

Tabla 10. Dimensiones e ítems.

Dimensión final	Ítems incluidos	Nº ítems	Observaciones
Establecimiento de normas y límites	P6, P7, P8, P10, P11, P12	6	P12 se retiene pese a rendimiento psicométrico más débil por su relevancia teórica y porque su exclusión empeoraba el ajuste.
Gestión de conflictos familiares	P9, P15, P16, P18, P20	5	P17, inicialmente adscrito a esta dimensión, se reasigna empíricamente a estrés familiar.
Clima familiar	P24, P25, P26, P27, P28, P29	6	Recoge comunicación afectiva, tiempo compartido, convivencia y expresión de afecto.
Consenso familiar / corresponsabilidad	P30, P31, P32	3	Solo aplicable a quienes comparten tareas educativas con otra persona adulta; datos ausentes por diseño cuando no aplica.
Estrés familiar	P17, P21, P22, P23	4	Ítems invertidos. P17 se reasigna desde gestión de conflictos a estrés familiar.

Tabla 11. Ítems suprimidos

Ítem eliminado	Motivo
P13	Formaba junto con P14 un factor aislado de dos ítems, insuficiente para sostener una dimensión.
P14	Formaba junto con P13 un factor aislado de dos ítems, insuficiente para sostener una dimensión.
P19	Presentaba ambigüedad factorial/carga cruzada

ANEXOS. ESCALA EF-FAD. VERSIÓN FINAL 24 ÍTEMS.

**ESCALA EF-FAD – Escala Familiar: Funcionamiento, Ajuste y Dinámica**

A continuación encontrarás una serie de preguntas que nos ayudarán a valorar mejor tu situación familiar.

Son preguntas referidas a cómo piensas y te sientes en relación a tu tarea educativa como madre/padre.

Por favor, léelas atentamente y marca para cada frase una sola respuesta.

No hay respuestas correctas o incorrectas.

1.Clave:

2.Género: Hombre Mujer Otro

3.Edades y sexo de tus hijos/as:

Hijo/a 1 Edad Chico Chica Otro

Hijo/a 2 Edad Chico Chica Otro

Hijo/a 3 Edad Chico Chica Otro

Hijo/a 4 Edad Chico Chica Otro

4. En el último mes, alguno/a de tus hijos/as...

... ha tenido algún problema de conducta que te preocupe.

... ha mantenido alguna conducta de riesgo que te preocupe

5.¿Compartes en familia las tareas educativas de tu/s hijo/s o hija/s...? [Varias opciones]

1.Sí, con mi pareja, con la que convivo

2.Sí, con mi pareja, con la que no convivo

3.Sí, con otras personas con las que convivo (abuelos/as, otros familiares)

4.Sí, con otras personas con las que no convivo

5.No, Solamente me ocupo yo

6.Yo no me ocupo de la educación de mis hijos/as

	NADA	MUY POCO	POCO	ALGO	BASTANTE	MUCHO	SIEMPRE
25.En la familia, ¿expresáis abiertamente y con confianza vuestras opiniones y sentimientos?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
26.¿Pasáis tiempo en familia (compartiendo comidas y/o cenas, charlando, jugando, saliendo, etc.)?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
27.¿Disfrutáis del tiempo dedicado a actividades en familia?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
28.En la familia, ¿con qué frecuencia os decís cosas positivas unos/as a otros/as?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
29.¿Os demostráis cariño entre los miembros de la familia?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
30.Si surgiera un problema de conducta o riesgo con vuestros/as hijos/as, ¿en qué grado estaríais de acuerdo tu pareja y tú sobre su importancia? [C]	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
31. ¿En qué medida estaríais de acuerdo tu pareja y tú respecto a la forma de enfrentar cualquier problema o conducta de riesgo que vuestros/as hijos/as puedan tener? [C]	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
32.Cuando surge un problema en relación a vuestros/as hijos/as, ¿compartís en pareja la forma de actuar para resolverlo? [C]	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

[C]: Contesta solamente si respondiste que compartes educativamente con otros/as

**Psychometric Validation of the EF-FAD Scale: a Brief Measure of Family Functioning for
Universal Prevention Contexts**

Running head: EF-FAD and family functioning

V́ctor Cabrera-Perona*, Jesus Francisco Est́vez-García**, María Blanquer-Cortés*, and Daniel Lloret-Irles*

*Department of Health Psychology, Miguel Hernández University of Elche

**Department of Sociology II, University of Alicante

Abstract

Background: Assessing family functioning in prevention settings requires brief, multidimensional instruments with robust psychometric properties. **Objective:** To develop and validate the EF-FAD as a multidimensional measure of family functioning for universal prevention contexts. **Method:** Participants were 503 caregivers enrolled in the *En Familia para la Vida* (EFEPV) program. Exploratory and confirmatory factor analyses (EFA and CFA) were conducted using independent subsamples. Reliability was estimated using omega coefficients, and measurement invariance was examined across group, time, sex, age, and autonomous community. Convergent validity was assessed through correlations with family satisfaction indicators. **Results:** The EFA identified a five-factor structure (family rule-setting, family conflict management, family relational climate, parental agreement and co-parenting, and family stress), explaining 58.3% of the variance. The CFA replicated this structure with excellent fit indices (CFI = .994, TLI = .993, RMSEA = .056, SRMR = .052). Overall reliability was high ($\omega_t = .94$; $\omega_h = .721$). The family stress dimension showed predominantly specific variance ($\omega_{\text{group}} = .749$; $\omega_h \approx .04$) and weak correlations with the remaining factors ($\Phi = .10-.22$). Scalar invariance was supported across all comparisons. The global score correlated strongly with overall family satisfaction ($r_s \approx .72$), whereas the subscales showed differentiated associations with conceptually related criteria. Family stress displayed weak and mostly non-significant correlations. **Conclusions:** The EF-FAD showed a stable, invariant, and conceptually coherent structure, supporting its use as an efficient multidimensional measure of family functioning processes. The scale appears suitable for dimensional assessment and change analyses in preventive interventions, although additional evidence regarding sensitivity to change and individual-level clinical utility is still needed.

Keywords: family functioning, family prevention, parenting programs, psychometric validation, universal prevention

Highlights

- The EF-FAD is a brief multidimensional measure of family functioning for universal prevention contexts.
- Exploratory and confirmatory analyses supported a stable five-factor structure.
- The scale showed scalar invariance across groups, sex, age, and time.
- Family stress showed a differentiated psychometric profile from positive family functioning dimensions.
- The EF-FAD may be useful for evaluating family processes in prevention programs.

Correspondence concerning this article should be addressed to Jesús F. Estévez-García, Department of Sociology II, University of Alicante, Carretera de San Vicente del Raspeig s/n, 03690 San Vicente del Raspeig, Alicante, Spain.

Email: jesus.estevez@ua.es

Author Contributions (CRediT)

1. **Conceptualization:** Formulation and development of the research aims and objectives: VCP
2. **Data Curation:** Data management activities, including data cleaning and maintenance: VCP, JFEG
3. **Formal Analysis:** Application of statistical, mathematical, and computational techniques to analyze and synthesize data: JFEG
4. **Funding Acquisition:** Acquisition of financial support for the project: VCP
5. **Investigation:** Conducting the research process, including data collection and evidence gathering: VCP,
6. **Methodology:** Development and design of the methodology and analytical models: JFEG
7. **Project Administration:** Coordination and management of the research activity: VCP
8. **Resources:** Provision of study materials, instruments, and research resources: VCP, DLL
9. **Software:** Statistical programming, software development, and code implementation: JFEG
10. **Supervision:** Oversight and leadership during the planning and execution of the research: VCP, DLL
11. **Validation:** Verification of the reproducibility and consistency of the findings: JFEG
12. **Visualization:** Preparation and presentation of data visualizations and published materials: JFEG
13. **Writing – Original Draft:** Preparation and writing of the original manuscript draft: VCP, JFEG, MBC
14. **Writing – Review & Editing:** Critical review and revision of the manuscript: VCP, JFEG, MBC, DLL

**Psychometric Validation of the EF-FAD Scale: *a Brief Measure of Family Functioning for
Universal Prevention Contexts***

Introduction

Adolescent risk behaviors continue to represent a major social, public health, and family concern. Although some traditional forms of substance use have declined across Europe in recent years, prevalence rates remain substantial. The latest ESPAD report (ESPAD Group, 2025) indicates that 31% of adolescents report episodes of heavy episodic drinking and 12% report cannabis use. Tobacco smoking has decreased, although vaping has increased markedly. At the same time, a growing number of risk behaviors have emerged in digital environments, particularly those related to online gambling, problematic social media use, and video gaming (Boniel-Nissim et al., 2024). This context has intensified interest in identifying family-related factors associated with both the prevention and development of problematic behaviors during adolescence.

Within this framework, the family represents one of the primary socialization contexts influencing adolescents' psychosocial development and psychological adjustment (McLeroy et al., 1988), in some cases exerting a stronger influence than individual risk factors considered in isolation (Ferrer et al., 2005). From the perspective of primary socialization theory, the family system functions as a central setting for the acquisition of norms, attitudes, and behavioral expectations (Oetting & Donnermeyer, 1998). Consequently, family functioning has been associated with both risk and protective factors related to substance use, problematic gambling, problematic technology use, and a range of mental health outcomes (Abar et al., 2025; Gao et al., 2022; Horigian et al., 2016; Lin & Guo, 2024; Nielsen et al., 2020; Pisarska & Ostaszewski, 2020; Tuttle et al., 2002). Among the most consistently studied family-related variables are family conflict, low parental monitoring, parenting styles, substance use within the family environment, and weak emotional bonding (Bozzini et al., 2021; Nawi et al., 2021; Niu et al., 2023; Parveen & Jan, 2024; Pinquart & Lauk, 2025; Schneider et al., 2017; Smith et al., 2025).

Several theoretical models have conceptualized family functioning as a dynamic system linked to the adjustment and development of family members, consistently highlighting processes such as communication, rule-setting, cohesion, and adaptability (Adamsons et al., 2022). Broadly, family functioning can be understood as the set of processes through which families organize daily life, manage conflict, establish boundaries, and respond to the developmental

and relational needs of their members, while these same processes are reflected in family dynamics (Delage et al., 2010).

One of the most influential frameworks has been the Circumplex Model of Marital and Family Systems (Olson, 2000; Olson et al., 2019), from which the different versions of the FACES instrument were derived (Martínez-Pampliega et al., 2006). This model conceptualizes family functioning around three core dimensions: cohesion, flexibility, and communication. Another widely used framework is the McMaster Model of Family Functioning (Epstein et al., 1983, 2003), which conceptualizes family functioning through dimensions such as problem solving, communication, roles, affective involvement, and behavioral control, leading to the development of the Family Assessment Device (FAD). In turn, the Beavers model (Beavers & Hampson, 2000, 2003) emphasizes family competence and family style as key elements associated with the family system's adaptive capacity in situations of stress and conflict. Finally, other approaches explicitly incorporate family stress as a structural component of family functioning. In this regard, the Family Stress Model (MEFAD) conceptualizes the family as a system continuously exposed to demands requiring adaptation (Musitu & Callejas, 2017). This framework integrates factors related to cumulative stressors, adolescence as a critical developmental stage, stress perception, personal and psychosocial resources, and processes of adjustment and adaptation.

Need for Assessment Instruments

The assessment of family functioning has traditionally relied on self-report instruments grounded in the theoretical models described above. However, the literature shows substantial heterogeneity in terms of structure, assessed dimensions, and scale length, limiting both comparability across studies and the selection of appropriate instruments for specific contexts. Recent systematic reviews have identified only a limited number of instruments with sufficiently robust psychometric properties and have highlighted recurring limitations related to structural problems, reliance on classical theoretical models, and excessive length—typically ranging from 36 to 60 items—which reduces their applicability in preventive and community settings (Alrajhi et al., 2025; Hamilton & Carr, 2016). In addition, sensitivity to change has received limited attention, and few instruments have been specifically designed to monitor intervention-related processes.

Despite the diversity of available approaches, there is considerable convergence around core dimensions such as communication, cohesion, adaptability, and problem solving. Overall, the available evidence points to the need for

brief, structurally consistent measures focused on specific functional family processes, particularly within universal prevention settings (Alrajhi et al., 2025; Hamilton & Carr, 2016). In this context, increasing attention has been paid to the utility of instruments specifically developed for the context, objectives, and target population of particular interventions. This approach may improve sensitivity to intervention-related processes while enhancing the correspondence between program content and the mechanisms of change being assessed.

Rationale

The assessment of family functioning still presents important limitations in prevention and program evaluation contexts. Although numerous instruments have been developed from different theoretical frameworks, many have primarily been used as global indicators of the family system, showing limited capacity to identify specific functional domains and monitor intervention-related change. This limitation is particularly relevant in universal prevention settings, where brief, multidimensional, and change-sensitive instruments are needed to facilitate implementation in community and applied intervention contexts.

Within this framework, the EF-FAD was developed in the context of the *En Familia: Educar para la Vida* (EFEPV) parenting program developed by Fad Juventud, incorporating from its initial design dimensions directly linked to the main processes targeted by the intervention, including family rule-setting, family conflict management, family relational climate, and parental agreement and co-parenting. Accordingly, the scale was conceived with an explicitly applied orientation aimed at improving the correspondence between intervention contents and the family processes being assessed.

Although initially developed within a specific prevention context, the conceptual and psychometric structure of the EF-FAD is grounded in established models of family functioning. Consequently, the scale may be considered not only as a useful tool for evaluating the EFEPV program, but also as a potentially applicable instrument for other universal family prevention contexts.

Objectives

The aim of this study was to develop and validate the EF-FAD as a brief instrument for assessing family functioning in prevention settings. Specifically, the study sought to: (a) examine the factorial structure of the instrument through EFA and CFA using independent samples; (b) assess the reliability of the global scale and its subscales; (c) evaluate

measurement invariance across group, time, and relevant sociodemographic variables; and (d) examine convergent validity through associations with family satisfaction indicators.

Method

Intervention Context: The *En Familia: Educar para la Vida* (EFEPV) Program

The study was conducted within the context of the *En Familia: Educar para la Vida* (EFEPV) universal family prevention program, a preventive intervention aimed at strengthening parenting competencies among mothers and fathers raising adolescent children. The program has been implemented by Fad Juventud since 2015 across different community and educational settings in Spain.

Participants

The total sample comprised 503 adult participants, primarily mothers and fathers enrolled in the program (experimental group: $n = 153$; control group: $n = 350$). For psychometric analyses, the sample was randomly divided into two independent subsamples. The first subsample was used for the exploratory factor analysis (EFA), and the second for the confirmatory factor analysis (CFA). Because both groups completed the questionnaire prior to the intervention, combining participants from both conditions was psychometrically justified, as no treatment-related differences were expected at baseline and the pooled sample increased the stability of factor estimates (Comrey & Lee, 1992; Kline, 2023). Sociodemographic characteristics are presented in Table 1.

<INSERT TABLE 1 HERE>

In addition, a subsample included longitudinal pretest and posttest assessments, allowing the examination of factorial stability and longitudinal measurement invariance.

Participation was voluntary and anonymous. All participants provided informed consent prior to data collection.

A total of 58 participants reported not sharing parenting responsibilities with another adult. Consequently, responses to items P30–P32 (Parental Agreement and Co-Parenting subscale) were treated as missing by design. These participants completed the remainder of the questionnaire and were included in all analyses not involving those items.

Instrument

EF-FAD Scale

The *Escala Familiar – Funcionamiento, Ajuste y Dinámica* (EF-FAD; *Family Functioning, Adjustment, and Dynamics Scale*) is a self-report instrument designed to assess family functioning in universal prevention contexts.

The initial version of the instrument, developed from theoretical dimensions linked to the main processes targeted by the EFEPV program, consisted of 27 items rated on a 7-point Likert scale (1 = *Not at all*, 7 = *Always*) distributed across six theoretical dimensions (the initial theoretical distribution of dimensions and items is presented in Supplementary Table S1).

Subscale scores were calculated as the mean of their corresponding items. Items from the Family Stress subscale (P17, P21, P22, and P23) were reverse-scored so that higher scores reflected greater perceived stress. Item P17, originally assigned to the Family Conflict Management dimension, was empirically reassigned to the Family Stress dimension based on the exploratory solution (see Results). Items P30–P32 (Parental Agreement and Co-Parenting) included a preliminary filter question (P5) and were answered only by participants who shared parenting responsibilities with another adult.

Two psychometric refinement criteria were established a priori for the present validation: (a) a minimum factor loading of .30 on at least one factor in the exploratory solution, and (b) retention of factors with at least three items. Items not meeting these criteria were excluded.

Satisfaction Items (P33–P40)

The questionnaire also included eight additional items assessing participants' current satisfaction with: time spent together as a family, communication of opinions and feelings within the family, expressions of affection and emotional closeness among family members (P35), agreement with one's partner regarding child-related issues, the way rules and limits are established at home (P37), personal resources for managing parenting difficulties, family conflict resolution, and peace of mind regarding potential child-related problems (P40). Responses were recorded on a 7-point scale ranging from 1 (*Very dissatisfied*) to 7 (*Very satisfied*).

Each item reflected participants' subjective evaluation of a domain conceptually related to those assessed by the EF-FAD (e.g., family relational climate, parental agreement and co-parenting, family rule-setting, coping resources, family conflict management, and family stress), making them suitable criterion indicators for examining convergent validity.

Procedure

The study followed an instrumental design aimed at the psychometric validation of the EF-FAD (Montero & León, 2002). The development of the scale was conducted in two stages.

During the first stage (January–May 2025), the authors developed an initial item pool based on a review of existing family assessment instruments and the generation of new items for each theoretical dimension. The item pool was refined through an expert judgment procedure in which item clarity, comprehensibility, and relevance to the assigned theoretical dimension were evaluated. Inter-rater agreement was examined, and items with the highest levels of consensus were retained. The resulting version (27 items) was pilot-tested in a small sample to assess item comprehension and format adequacy prior to the final administration (Cabrera-Perona et al., 2025).

During the second stage (2025–2026), the scale was administered online in a self-report format to families participating in the EFEPV program as part of the baseline assessment within a pretest–posttest evaluation design. Questionnaires were completed before the intervention in both the experimental and control groups. Pretest data from both groups were combined for exploratory and reliability analyses ($N = 503$; see Participants section for pooling criteria). Confirmatory analyses were conducted exclusively using the independent posttest control subsample ($n = 286$).

The study was approved by the Responsible Research Office of Miguel Hernández University of Elche (approval code: AUT.DPS.VMCP.241211), and all participants provided informed consent prior to participation.

Data Analysis

Analyses were conducted using R (R Core Team, 2025) following a six-stage analytic sequence. As a preliminary step, descriptive analyses were performed for the 27 items, including means, standard deviations, skewness, kurtosis, frequency distributions, and corrected item–total correlations. Sampling adequacy was evaluated using the Kaiser–Meyer–Olkin (KMO) index and Bartlett’s test of sphericity. Because no substantial floor or ceiling effects were observed in the sample ($N = 503$), all analyses were conducted using the original 7-point response scale.

The internal structure of the instrument was examined through Exploratory Factor Analysis (EFA) based on a polychoric correlation matrix, appropriate for ordinal indicators (Olsson, 1979). MINRES extraction with oblimin rotation was used, allowing correlations among factors. The number of factors was determined through parallel analysis (Horn, 1965), together with the previously established refinement criteria (factor loadings $\geq .30$ and factors with at least three items). Exploratory analyses were conducted using the *psych* package (Revelle, 2024).

The structure identified in the EFA was subsequently tested through Confirmatory Factor Analysis (CFA) using the independent posttest control subsample ($n = 286$). The model was estimated using WLSMV, which is appropriate for non-normally distributed ordinal indicators (Flora & Curran, 2004). Model fit was evaluated using the Comparative Fit Index (CFI), Tucker–Lewis Index (TLI), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA; 90% confidence interval), and Standardized Root Mean Square Residual (SRMR). Values of CFI and TLI $\geq .95$ and RMSEA and SRMR $\leq .08$ were considered indicative of good fit (Hu & Bentler, 1999), whereas values of CFI and TLI $\geq .90$ and RMSEA $\leq .08$ were interpreted as acceptable fit (Browne & Cudeck, 1993; Marsh et al., 2004).

Confirmatory analyses were conducted using the *lavaan* package (Rosseel, 2012).

Once the factorial structure was confirmed, measurement invariance was examined through five comparisons. The primary contrast evaluated model equivalence between the experimental group ($n = 153$) and the control group ($n = 350$) at pretest. Additional cross-sectional analyses examined invariance across autonomous community (Madrid, $n = 253$; Castilla–La Mancha, $n = 250$), sex (male, $n = 103$; female, $n = 400$), and age group (≤ 44 years, $n = 187$; ≥ 45 years, $n = 316$). Age groups were created by collapsing the original questionnaire categories into two broader groups because the youngest category (18–34 years) included only 25 participants, which was insufficient for stable multigroup estimation. A fifth analysis examined longitudinal invariance between pretest and posttest assessments in the control group ($n = 286$).

All invariance analyses followed the configural, metric, and scalar sequence (van de Schoot et al., 2012). Changes in model fit were evaluated using $\Delta\text{CFI} \leq .010$ and $\Delta\text{RMSEA} \leq .015$ (Cheung & Rensvold, 2002). Models were estimated using MLR with FIML estimation for missing data handling. WLSMV was not used in multigroup analyses because some response categories were empty in several items within the experimental group, and because of estimation constraints associated with threshold and residual equality restrictions in longitudinal ordinal models.

Invariance analyses were conducted using the *lavaan* and *semTools* packages (Jorgensen et al., 2022).

Internal consistency was estimated using McDonald's omega coefficients (McDonald, 1999; McNeish, 2018) within a bifactor model framework (Reise, 2012), allowing the decomposition of item variance into a general factor (g), specific group factors, and error variance. Three indices were reported: ω_t (total reliability), ω_h (variance attributable exclusively to the general factor), and ω_{group} (variance attributable to the specific factor independent of g). Cronbach's alpha was not used as the primary reliability estimate because the multidimensional structure of the

scale and the asymmetry of some items violate the tau-equivalence assumption underlying alpha-based interpretations (McNeish, 2018).

Finally, convergent validity was examined through Spearman correlations between EF-FAD subscale scores and the eight individual satisfaction items (P33–P40), avoiding the construction of composite indices with potentially overlapping content. Stronger associations were expected between each subscale and conceptually related satisfaction domains, with weaker correlations expected across unrelated domains.

Results

Preliminary Item Analysis

Descriptive statistics for the 27 items were examined in the pretest sample ($N = 503$).

Item-level descriptive statistics, including means, standard deviations, skewness, kurtosis, and corrected item–total correlations (*rit*) with their corresponding theoretical subscales, are presented in Supplementary Table S2.

No substantial floor effects were observed (percentage of responses in category 1 < 4% for all items). Moderate ceiling effects were identified in several items from the Family Relational Climate subscale (P24–P29; range = 18%–41%) and the Parental Agreement and Co-Parenting subscale (P30–P32; range = 15%–25%), particularly for item P29 (41.2%). This pattern was consistent with negatively skewed distributions in items assessing family interaction and parental agreement and did not compromise the use of polychoric correlations, which are robust to asymmetric ordinal distributions (Olsson, 1979).

Sampling adequacy was excellent ($KMO = .903$), and the polychoric correlation matrix differed significantly from the identity matrix, Bartlett's $\chi^2(351) = 8471.5$, $p < .001$, supporting the suitability of the data for factor analysis.

Exploratory Factor Structure

Parallel analysis initially suggested the retention of seven factors. Inspection of the solution revealed that items P13 and P14 formed an isolated two-item factor with moderate loadings and weak correlations with the remaining factors. Because the factor did not meet the recommended minimum of three indicators per factor (Comrey & Lee, 1992), both items were removed. In the subsequent 25-item solution, item P19 (“Do you enjoy the time spent doing activities together as a family?”) showed a primary loading on the Family Conflict Management factor ($\lambda = .39$) together with a notable cross-loading on Family Relational Climate ($\lambda = .19$), indicating limited factorial specificity and conceptual ambiguity. The item was therefore excluded.

Parallel analysis conducted on the remaining 24 items suggested a six-factor solution. However, the five-factor solution was retained because of its greater parsimony and theoretical coherence, as the sixth factor consisted of two weakly loading items without clear substantive interpretability. The final five-factor solution explained 58.3% of the total variance and showed acceptable fit indices (RMSEA = .080, TLI = .871, BIC = -326.5).

Table 2 presents the rotated factor loading matrix. The identified factors corresponded to the theoretical dimensions of the instrument. Family Rule-Setting (P6–P8, P10, and P11) included items assessing clarity, consistency, and adaptation of household rules. Family Conflict Management (P9, P15, P16, P18, and P20) included items related to disagreement resolution, mutual understanding, and consideration of children’s opinions when establishing limits. Family Relational Climate (P24–P29) comprised items assessing affective communication, shared family time, and expressions of affection. Parental Agreement and Co-Parenting (P30–P32) evaluated agreement between caregivers regarding parenting-related situations. Family Stress (P17, P21–P23) included reverse-scored items assessing arguments, tension, and irritability within the household.

Two items showed relatively weak psychometric performance. Item P12 did not reach loadings $\geq .30$ on any factor (maximum loading = .28, $h^2 = .30$), and item P17 showed low communality ($h^2 = .15$) and a loading of .37 on the Family Stress factor. Nevertheless, both items were retained because their exclusion worsened overall model fit (RMSEA = .090, BIC = -154.2) and reduced the conceptual coverage of the corresponding factors.

<INSERT TABLE 2 HERE>

Factor correlations (Φ) were moderate to high among the four positive family functioning factors (range = .61–.78) and low between the Family Stress factor and the remaining factors (range = .10–.22).

Confirmatory Factor Analysis

The five-factor structure identified in the EFA was subsequently tested through CFA using the independent posttest control subsample ($n = 286$). A correlated five-factor model was specified according to the exploratory solution and estimated using WLSMV with items treated as ordinal indicators (Flora & Curran, 2004).

The model showed excellent fit to the data (see Table 3): CFI = .994, TLI = .993, RMSEA = .056, 90% CI [.048, .063], and SRMR = .052. All fit indices exceeded conventional criteria for good model fit (Kline, 2023).

Standardized factor loadings were statistically significant for all items ($p < .001$) and ranged from .46 to .93 (Table 3). The lowest loadings corresponded to P17 ($\lambda = .46$), previously identified as a weaker indicator in the EFA, and

P12 ($\lambda = .54$). All remaining indicators exceeded $\lambda = .64$, with particularly high loadings observed for the Parental Agreement and Co-Parenting (MR4) and Family Relational Climate (MR1) factors (.78–.93).

Factor correlations (Φ) were moderate to high among the four positive family functioning dimensions (range = .61–.78) and comparatively low between Family Stress and the remaining factors (range = .10–.22).

<INSERT TABLE 3 HERE>

The factorial structure is presented in Figure 1.

<INSERT FIGURE 1 HERE>

Measurement Invariance

Group Invariance

Measurement invariance was examined across four comparisons: (1) experimental versus control groups at pretest, representing the primary analysis for evaluating comparability between conditions; and, as additional evidence of model generalizability, (2) Madrid ($n = 253$) versus Castilla–La Mancha ($n = 250$), (3) male ($n = 103$) versus female ($n = 400$), and (4) ≤ 44 years ($n = 187$) versus ≥ 45 years ($n = 316$). Results for the four multigroup models are presented in Table 4, Panel A.

For the experimental/control comparison, the configural model showed acceptable fit (CFI = .916, TLI = .904, RMSEA = .062, SRMR = .056). The slight reduction relative to the single-group CFA estimated with MLR (robust CFI = .936) was expected given the division of the sample into groups of unequal size (van de Schoot et al., 2012). Neither the metric model ($\Delta\text{CFI} = -.002$, $\Delta\text{RMSEA} = .000$) nor the scalar model ($\Delta\text{CFI} = -.005$, $\Delta\text{RMSEA} = .000$) showed meaningful deterioration in fit. The additional comparisons across autonomous community, sex, and age also supported scalar invariance in all cases, with ΔCFI and ΔRMSEA values well below the recommended thresholds.

<INSERT TABLE 4 HERE>

Longitudinal Invariance in the Control Group

Longitudinal invariance of the EF-FAD was examined in the control group using paired pretest–posttest data ($n = 286$). A two-wave measurement model (T1 and T2) was specified, including correlated residuals between the same items across time points to account for temporal dependency (Table 4, Panel B). The configural model showed satisfactory fit (CFI = .927, TLI = .919, RMSEA = .046, SRMR = .049). Constraining factor loadings to equality

across T1 and T2 (metric model) did not worsen model fit ($\Delta\text{CFI} = .000$, $\Delta\text{RMSEA} = -.001$), nor did the additional equality constraints on intercepts (scalar model: $\Delta\text{CFI} = -.001$, $\Delta\text{RMSEA} = .000$).

Reliability

Reliability results are presented in Table 5.

The global scale showed excellent total reliability ($\omega_t = .94$) and a substantial contribution attributable to the general factor ($\omega_h = .721$). At the subscale level, all ω_t coefficients exceeded .76. The Family Stress subscale showed a differentiated profile, characterized by high specific-factor reliability ($\omega_{\text{group}} = .749$) and minimal contribution from the general factor ($\omega_h = .040$).

<INSERT TABLE 5 HERE>

As additional evidence of reliability stability following the intervention, the bifactor model was re-estimated using the subsample with available posttest data ($N = 370$; equivalent POST items).

Results were virtually identical to those obtained at pretest ($\omega_t = .948$, $\omega_h = .747$). At the subscale level, ω_t coefficients were as follows: Family Relational Climate = .826, Family Rule-Setting = .901, Family Conflict Management = .826, Parental Agreement and Co-Parenting = .847, and Family Stress = .825.

Convergent and Discriminant Validity

Correlations between the EF-FAD subscales and the individual satisfaction items are presented in Table 6.

All subscales, with the exception of Family Stress, showed significant positive correlations with most satisfaction items (r_s ranging from .30 to .79, $p < .001$). The expected convergent pattern was observed in the strongest associations: Family Relational Climate correlated most strongly with communication (P34), affection (P35), and family time (P33); Parental Agreement and Co-Parenting showed its strongest association with parenting agreement (P36); and Family Conflict Management correlated most strongly with conflict resolution (P39) and family peace of mind (P40). The Family Stress subscale showed small negative correlations with all satisfaction items ($r_s = -.07$ to $-.19$), most of which were non-significant, consistent with its bifactor profile ($\omega_h \approx .04$).

<INSERT TABLE 6 HERE>

Discussion

The present study addresses the need for brief and multidimensional instruments to assess family functioning in universal prevention contexts. Accordingly, the main objective was to develop and validate a brief scale while

exploring and confirming its factorial structure. Overall, the findings provide favorable evidence regarding the psychometric validity of the EF-FAD and support its utility for assessing family processes relevant to preventive interventions. Beyond overall model fit, the scale showed a structure composed of empirically consistent and conceptually differentiated dimensions that may be useful for examining distinct components of family functioning. The analytic strategy was consistent with current psychometric standards. The combination of EFA and CFA using independent samples reduced the risk of overfitting and strengthened the stability of the resulting structure (Worthington & Whittaker, 2006). Likewise, the use of polychoric correlations and the WLSMV estimator was appropriate for ordinal indicators (Brown, 2015). Measurement invariance analyses supported equivalence across groups and assessment occasions, reinforcing the stability and comparability of the scores. Specifically, scalar invariance across experimental/control group, sex, age, and autonomous community provided additional evidence of model generalizability, whereas longitudinal invariance in the control group suggested that post-intervention differences reflected changes in the construct rather than measurement artifacts. Taken together, these findings support the use of the EF-FAD in prevention evaluation and change-related analyses.

Item-level analyses also provided relevant information regarding the structure of the instrument. Items P13 and P14 were removed based on structural criteria, as they did not define a factor with a sufficient number of indicators, whereas P19 was excluded because of cross-loadings and limited factorial specificity. In contrast, the retention of P12 and P17 was supported by both empirical and conceptual considerations. Although both items showed weaker psychometric performance, their removal worsened overall model fit and reduced the conceptual coverage of the construct. In particular, P17 appeared to capture a specific aspect of family stress associated with parental tension or irritability that was not fully represented by the remaining indicators.

Family Functioning as a System of Processes

Traditionally, the assessment of family functioning has been guided by global models describing family organization through broad constructs, such as cohesion and adaptability in the Circumplex Model of Marital and Family Systems (Olson, 2000; Olson et al., 2019), or the functional domains proposed in the McMaster Model (Epstein et al., 1983). Although these approaches have been fundamental in structuring the field, their usefulness in prevention settings may be limited when the goal is not to classify families according to overall functioning, but rather to identify specific mechanisms associated with vulnerability, adjustment, or change. In the present study, the resulting

structure did not directly reproduce the dimensions proposed by these theoretical models. Instead, it organized family functioning into five functional domains (i.e., family rule-setting, family conflict management, family relational climate, parental agreement and co-parenting, and family stress) that emerged consistently in the EFA and showed excellent fit in an independent sample. The substantial proportion of explained variance and the robust CFA fit indices support the interpretation of the EF-FAD not only as a general measure of family functioning, but also as an instrument operationalizing family functioning through differentiated processes with stable measurement properties beyond the original sample. This approach may be particularly useful in prevention contexts, where the value of an instrument largely depends on its ability to identify specific domains amenable to intervention and follow-up.

Although the factorial structure did not directly replicate classical family models, it remained theoretically interpretable within them. The findings suggest that dimensions such as rule-setting, conflict, and family relational climate—often integrated within broader constructs in traditional models—emerged here as distinct but coherent functional domains characterized by strong factor loadings, theoretically consistent correlations, and differentiated convergent patterns. From the perspective of the Circumplex Model (Olson, 2011), cohesion did not emerge as a single dimension, but rather appeared distributed across at least two related components: family relational climate (e.g., affective expression, communication, and shared family experiences) and, partially, parental agreement and co-parenting. Similarly, adaptability did not appear as a unified construct, but rather as more specific processes, primarily family rule-setting (e.g., regulation and supervision) and family conflict management. This pattern is consistent with previous critiques regarding the heterogeneity of dimensions such as adaptability (Hamilton & Carr, 2016; Mirnics et al., 2010), suggesting that broad aggregated constructs may obscure differentiated functional components. Overall, the findings suggest that the EF-FAD may capture processes more closely related to everyday parenting and family interaction dynamics than to broad global constructs of family functioning.

The observed pattern is also consistent with process-oriented models of family functioning, in which dimensions such as rule regulation, communication quality, and conflict management are conceptualized as differentiated components of the family system. Accordingly, the distinction among rule-setting, conflict management, and family relational climate does not appear arbitrary, but rather aligns with the literature on parenting practices and family dynamics, where these domains are typically examined separately.

This differentiation is further supported when considering the confirmatory structure, the bifactor model, and convergent validity together. Although the global scale showed high reliability and a substantial contribution of the general factor, the Family Stress dimension displayed a clearly differentiated pattern, indicating that most of its reliable variance was factor-specific.

Its weak association with the remaining dimensions and its limited contribution to the general factor suggest that much of its variance reflects a specific construct rather than the opposite pole of positive family functioning. Consequently, this dimension may be better interpreted independently rather than incorporated into a global family functioning index. This finding is consistent with classical family stress models, which conceptualize stress as the result of the interaction between demands and available resources rather than as a direct indicator of structural dysfunction (Hill, 1949; McCubbin & Patterson, 1983). From this perspective, its factorial position may support its interpretation as a reactive rather than structural dimension. Accordingly, the EF-FAD may not only distinguish among functional family processes, but also introduce a conceptually relevant distinction between organizational family processes and reactive states of overload. This distinction is particularly important because it suggests that elevated stress levels may coexist with otherwise functional family structures, especially in contexts characterized by high developmental or educational demands.

The Parental Agreement and Co-Parenting subscale also emerged as a well-defined construct characterized by strong factor loadings and representing a dimension that is not usually made explicit in classical family functioning models. Its theoretical interpretation may be situated within the domains of parenting consistency and parental coordination, constructs that are often implicit in broader models of family functioning but rarely operationalized as specific dimensions. Its emergence as an independent factor suggests that it may represent a differentiated component of family functioning, at least within intervention contexts.

Overall, the findings support the interpretation of family functioning as a set of processes linked to nonspecific risk-related variables. Dimensions such as rule-setting, family relational climate, and conflict management have previously been associated with multiple problematic behaviors (Kumpfer & Alvarado, 2003; Van Ryzin et al., 2016). In the present study, the observed convergent validity pattern indicated that the subscales captured differentiated functional components. Correlations between the dimensions and satisfaction items were consistent with expectations, with stronger associations observed between each subscale and its conceptually related criterion

(e.g., family relational climate with communication and affection, parental agreement and co-parenting with parenting agreement). In addition, the correlation between the global score and overall family satisfaction ($r_s \approx .72$) provided further evidence of concurrent validity. In contrast, the Family Stress subscale showed weak and mostly non-significant negative correlations, consistent with its behavior within the bifactor model and reinforcing its interpretation as a dimension that does not simply represent the inverse of positive family functioning.

In summary, the factorial structure of the EF-FAD appears theoretically plausible when interpreted as an empirical decomposition of broad family functioning constructs into more specific family processes. Rather than directly confirming classical family models, the findings suggest that these frameworks may require reformulation at the measurement level, moving from broad aggregated dimensions toward partially independent process-oriented configurations.

Practical Implications

The multidimensional structure of the EF-FAD allows the assessment of specific domains of family functioning commonly targeted in family prevention programs, facilitating the identification of processes that may be sensitive to intervention. At the same time, the high reliability of the global score supports its use as a synthetic indicator of overall family functioning. This dual functionality may be particularly useful in universal prevention settings, where brief assessments suitable for large samples must often be combined with sufficiently differentiated information to guide preventive contents and examine intervention-related change.

In addition, evidence of measurement invariance across groups and assessment occasions supports the use of the EF-FAD in program evaluation designs, allowing comparisons across subgroups and the examination of longitudinal change with stronger guarantees of measurement equivalence. In this regard, the EF-FAD may serve as a useful assessment and monitoring tool in family prevention programs, particularly when the objective is to identify which components of family functioning are more sensitive to intervention-related change. This may be especially relevant in the evaluation of complex interventions, where distinguishing between stable and modifiable components of the family system is necessary.

Nevertheless, these applications should be interpreted cautiously. In its current form, the scale appears appropriate for dimensional assessment and group-level analyses of change, but not for screening purposes or individual-level

decision making, as it does not yet provide cut-off scores or sufficient evidence regarding sensitivity to change and predictive validity.

Limitations and Future Directions

The findings of this study should be interpreted in light of several limitations primarily related to the study design and sample characteristics. First, part of the sample consisted of families participating in the EFEPV program, which may limit the generalizability of the findings because of potential self-selection bias and possible range restriction in some dimensions. Accordingly, future studies should replicate the factorial structure using more heterogeneous samples, including general population participants and contexts unrelated to intervention programs.

Second, the assessment relied exclusively on individual self-report measures, limiting interpretation to a subjective perspective and potentially introducing common method variance and social desirability effects, particularly in dimensions such as family relational climate and parental agreement and co-parenting. Future research should incorporate multi-informant designs and external indicators to strengthen convergent validity evidence and examine potential intra-family discrepancies. It also remains necessary to examine the performance of the instrument across different family structures, particularly regarding the Parental Agreement and Co-Parenting subscale, whose current formulation may show reduced adequacy in contexts other than co-parenting arrangements.

From a psychometric perspective, some items showed room for improvement, suggesting the need for further refinement. Future studies should review and reformulate these items to improve conceptual specificity while also exploring abbreviated versions of the instrument that preserve adequate content coverage. In particular, the findings suggest that item P17 may benefit from reformulation to increase its specificity regarding parenting-related tension. Future research should also further examine discriminant validity across dimensions and test alternative models, particularly hierarchical and bifactor structures (Rodriguez et al., 2016). Although measurement invariance findings were robust, future studies could expand these analyses through partial invariance testing, item-level analyses, or item response theory models (Embretson & Reise, 2000; Putnick & Bornstein, 2016).

Finally, although longitudinal invariance supports the examination of change over time, the sensitivity of the instrument to intervention-related change has not yet been directly evaluated. Likewise, the absence of predictive validity evidence currently limits its applied scope, as its capacity to predict adjustment or risk trajectories remains

unknown. Future studies should address these issues, as well as the development of cut-off scores, normative data, and analyses aimed at identifying differentiated family functioning profiles.

Conclusion

The EF-FAD showed a stable, invariant, and conceptually interpretable structure that allows family functioning to be examined as a set of specific processes related to everyday family interaction and parenting dynamics. Its psychometric properties and brief format suggest that it may be useful in prevention and family program evaluation contexts, particularly when the focus is on analyzing specific mechanisms of vulnerability, adjustment, or change. Nevertheless, although the scale appears promising, it should still be considered under development and requires additional evidence regarding sensitivity to change, predictive validity, and applicability across more diverse samples.

Acknowledgments: The authors thank Cristina Gil and Rocío Paños (Fad Juventud), coordinators of the *En Familia para la Vida* program, for their collaboration in the development of the scale and in coordinating the data collection procedures associated with the program.

Funding: This study was funded by the Spanish Government Delegation for the National Plan on Drugs through grants allocated to supra-regional addiction prevention programs (2025 call).

Conflict of Interest Statement: The authors declare no conflicts of interest.

Ethical Approval: The study was approved by the Office for Responsible Research of Miguel Hernández University of Elche (AUT.DPS.VMCP.241211).

Informed Consent: Informed consent was obtained from all participants included in the study.

Data Availability: The datasets generated and analyzed during the current study are not publicly available due to ethical and data protection restrictions associated with the funded research project under which the data were collected, but may be available from the corresponding author upon reasonable request and subject to institutional and ethical approval.

References

- Abar, C. C., Thomson, B. R., & Steinwachs, G. (2025). Parenting and adolescent substance use: What works, what does not, and what is next. *Journal of Adolescence*, *97*(5), 1133–1144. <https://doi.org/10.1002/jad.12488>
- Adamsons, K., Few-Demo, A. L., Proulx, C., & Roy, K. (Eds.). (2022). *Sourcebook of family theories and methodologies: A dynamic approach*. Springer International Publishing. <https://doi.org/10.1007/978-3-030-92002-9>
- Alrajhi, M. N., Osman, K., & Alkharusi, H. A. (2025). Family relationship assessment in research and practice: A systematic review of measurement tools and scales. *TPM: Testing, Psychometrics, Methodology in Applied Psychology*, *32*(3), 1091–1107.
- Beavers, R., & Hampson, R. B. (2000). The Beavers systems model of family functioning. *Journal of Family Therapy*, *22*(2), 128–143. <https://doi.org/10.1111/1467-6427.00143>
- Beavers, R., & Hampson, R. B. (2003). Measuring family competence: The Beavers systems model. In F. Walsh (Ed.), *Normal family processes* (3rd ed., pp. 549–580). Guilford Press. https://doi.org/10.4324/9780203428436_chapter_20
- Boniell-Nissim, M., Marino, C., Galeotti, T., Blinka, L., Ozolina, K., Craig, W., et al. (2024). *A focus on adolescent social media use and gaming in Europe, central Asia and Canada. Health Behaviour in School-aged Children international report from the 2021/2022 survey* (Vol. 6). WHO Regional Office for Europe.
- Bozzini, A. B., Bauer, A., Maruyama, J., Simões, R., & Matijasevich, A. (2021). Factors associated with risk behaviors in adolescence: A systematic review. *Brazilian Journal of Psychiatry*, *43*, 210–221. <https://doi.org/10.1590/1516-4446-2019-0835>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). Guilford Press.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136–162). Sage.
- Cabrera-Perona, V., Moriano, J. A., Lloret-Irles, D., González-Galnares, I., & Ordoñez, A. (2024). Development and validation of the EFFAM scale (Family Functioning Scale-Madrid). *Journal of Child and Family Studies*, *33*(1), 129–140. <https://doi.org/10.1007/s10826-023-02719-5>

- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 9*(2), 233–255.
- Comrey, A. L., & Lee, H. B. (1992). *A first course in factor analysis* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum.
- Epstein, N. B., Baldwin, L., Bishop, D. S., & Keitner, G. (1983). The McMaster family assessment device. *Journal of Marital and Family Therapy, 9*, 171–180.
- Epstein, N. B., Ryan, C. E., Bishop, D. S., Miller, I. W., & Keitner, G. (2003). The McMaster model. In F. Walsh (Ed.), *Normal family processes*. Taylor & Francis. https://doi.org/10.4324/9780203428436_chapter_21
- ESPAD Group. (2025). *ESPAD report 2024: Results from the European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs*. EUDA Joint Publications, Publications Office of the European Union.
- Ferrer, R. L., Palmer, R., & Burge, S. (2005). The family contribution to health status: A population-level estimate. *The Annals of Family Medicine, 3*(2), 102–108. <https://doi.org/10.1370/afm.266>
- Flora, D. B., & Curran, P. J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological Methods, 9*(4), 466–491.
- Gao, Y.-X., Wang, J.-Y., & Dong, G.-H. (2022). The prevalence and possible risk factors of internet gaming disorder among adolescents and young adults: Systematic reviews and meta-analyses. *Journal of Psychiatric Research, 154*, 35–43. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2022.06.049>
- Hamilton, E., & Carr, A. (2016). Systematic review of self-report family assessment measures. *Family Process, 55*(1), 16–30. <https://doi.org/10.1111/famp.12200>
- Hawkins, J. D., Catalano, R. E., & Miller, J. Y. (1992). Risk and protective factors for alcohol and other drug problems in adolescence and early adulthood: Implications for substance abuse prevention. *Psychological Bulletin, 112*(1), 64–105. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.64>
- Horigian, V. E., Anderson, A. R., & Szapocznik, J. (2016). Family-based treatments for adolescent substance use. *Child and Adolescent Psychiatric Clinics of North America, 25*(4), 603–628. <https://doi.org/10.1016/j.chc.2016.06.001>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika, 30*(2), 179–185.

- Hu, L., & 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.
<https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel, Y. (2022). *semTools: Useful tools for structural equation modeling*. <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling* (5th ed.). Guilford Press.
- Kumpfer, K. L., & Alvarado, R. (2003). Family-strengthening approaches for the prevention of youth problem behaviors. *American Psychologist*, 58(6–7), 457–465. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.58.6-7.457>
- Lin, J., & Guo, W. (2024). The research on risk factors for adolescents' mental health. *Behavioral Sciences*, 14(4), 263. <https://doi.org/10.3390/bs14040263>
- Marsh, H. W., Hau, K.-T., & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 11(3), 320–341.
https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2
- Martínez-Pampliega, A., Iraurgi, I., Galíndez, E., & Sanz, M. (2006). Family adaptability and cohesion evaluation scale (FACES): Desarrollo de una versión de 20 ítems en español. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 6(2), 317–338.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum.
- McLeroy, K. R., Bibeau, D., Steckler, A., & Glanz, K. (1988). An ecological perspective on health promotion programs. *Health Education Quarterly*, 15(4), 351–377. <https://doi.org/10.1177/109019818801500401>
- McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological Methods*, 23(3), 412–433.
- Mirnic, Z., Vargha, A., Tóth, M., & Bagdy, E. (2010). The circumplex model: Criticisms and re-evaluation. *Journal of Family Therapy*, 32(4), 407–430.
- Montero, I., & León, O. G. (2002). Clasificación y descripción de las metodologías de investigación en psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 2(3), 503–508.

- Musitu, G., & Callejas, J. E. (2017). El modelo de estrés familiar en la adolescencia: MEFAD. *International Journal of Developmental and Educational Psychology. Revista INFAD de Psicología*, *1*(1), 11.
<https://doi.org/10.17060/ijodaep.2017.n1.v1.894>
- Nawi, A. M., Ismail, R., Ibrahim, F., Hassan, M. R., Manaf, M. R. A., Amit, N., Ibrahim, N., & Shafurdin, N. S. (2021). Risk and protective factors of drug abuse among adolescents: A systematic review. *BMC Public Health*, *21*(1), 2088. <https://doi.org/10.1186/s12889-021-11906-2>
- Nielsen, P., Favez, N., & Rigter, H. (2020). Parental and family factors associated with problematic gaming and problematic internet use in adolescents: A systematic literature review. *Current Addiction Reports*, *7*(3), 365–386. <https://doi.org/10.1007/s40429-020-00320-0>
- Niu, X., Li, J., King, D. L., Rost, D. H., Wang, H.-Z., & Wang, J.-L. (2023). The relationship between parenting styles and adolescent problematic internet use: A three-level meta-analysis. *Journal of Behavioral Addictions*, *12*(3), 652–669. <https://doi.org/10.1556/2006.2023.00043>
- Oetting, E. R., & Donnermeyer, J. F. (1998). Primary socialization theory: The etiology of drug use and deviance. I. *Substance Use & Misuse*, *33*(4), 995–1026. <https://doi.org/10.3109/10826089809056252>
- Olson, D. H. (2000). Circumplex model of marital and family systems. *Journal of Family Therapy*, *22*(2), 144–167.
<https://doi.org/10.1111/1467-6427.00144>
- Olson, D. H., Waldvogel, L., & Schlieff, M. (2019). Circumplex model of marital and family systems: An update. *Journal of Family Theory & Review*, *11*(2), 199–211. <https://doi.org/10.1111/jftr.12331>
- Olsson, U. (1979). Maximum likelihood estimation of the polychoric correlation coefficient. *Psychometrika*, *44*(4), 443–460.
- Parveen, A., & Jan, S. (2024). Parent-child conflict: A risk factor for substance abuse among adolescents. *Education Mind*, *3*. <https://doi.org/10.58583/Pedapub.EM2403>
- Pinquart, M., & Lauk, J. (2025). Associations of parenting styles with substance use in the offspring—A systematic review and meta-analysis. *Drug and Alcohol Review*, *44*(1), 133–143. <https://doi.org/10.1111/dar.13961>
- Pisarska, A., & Ostaszewski, K. (2020). Factors associated with youth gambling: Longitudinal study among high school students. *Public Health*, *184*, 33–40. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2020.03.017>

- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review, 41*, 71–90.
<https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- R Core Team. (2025). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research, 47*(5), 667–696. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
- Revelle, W. (2024). *Psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research*. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software, 48*(2), 1–36.
- Schmid, J., & Leiman, J. M. (1957). The development of hierarchical factor solutions. *Psychometrika, 22*(1), 53–61.
<https://doi.org/10.1007/BF02289209>
- Schneider, L. A., King, D. L., & Delfabbro, P. H. (2017). Family factors in adolescent problematic internet gaming: A systematic review. *Journal of Behavioral Addictions, 6*(3), 321–333.
<https://doi.org/10.1556/2006.6.2017.035>
- Schoot, R. van de, Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology, 9*, 486–492.
- Simpson, E. G., Backman, A., & Ohannessian, C. M. (2023). Family functioning and social media use in early adolescence. *Journal of Child and Family Studies, 32*(11), 3459–3471. <https://doi.org/10.1007/s10826-023-02625-w>
- Smith, J., Wright, S., Dighton, G., Dymond, S., & Torrance, J. (2025). The influence of family on gambling behaviours: A rapid review of emergent literature. *International Journal of Mental Health and Addiction*.
<https://doi.org/10.1007/s11469-025-01505-2>
- Tuttle, J., Melnyk, B. M., & Loveland-Cherry, C. (2002). Adolescent drug and alcohol use. *Nursing Clinics of North America, 37*(3), 443–460. [https://doi.org/10.1016/S0029-6465\(02\)00005-1](https://doi.org/10.1016/S0029-6465(02)00005-1)

Van Ryzin, M. J., Roseth, C. J., Fosco, G. M., Lee, Y., & Chen, I.-C. (2016). A component-centered meta-analysis of family-based prevention programs for adolescent substance use. *Clinical Psychology Review, 45*, 72–80.

<https://doi.org/10.1016/j.cpr.2016.03.007>

Worthington, R. L., & Whittaker, T. A. (2006). Scale development research: A content analysis and recommendations for best practices. *The Counseling Psychologist, 34*(6), 806–838.

<https://doi.org/10.1177/0011000006288127>

TABLES AND FIGURES

Table 1. *Sociodemographic Characteristics of the Sample at Pretest*

Variable	Category	Total (N = 503)	Experimental (n = 153)	Control (n = 350)
Sex	Male	103 (20.5%)	28 (18.3%)	75 (21.4%)
	Female	400 (79.5%)	125 (81.7%)	275 (78.6%)
	Other	0 (0.0%)	0 (0.0%)	0 (0.0%)
Age group	18-34	25 (5.0%)	16 (10.5%)	9 (2.6%)
	35-44	162 (32.2%)	58 (37.9%)	104 (29.7%)
	45-54	268 (53.3%)	66 (43.1%)	202 (57.7%)
	55+	48 (9.5%)	13 (8.5%)	35 (10.0%)
N° of children	1	153 (30.4%)	35 (22.9%)	118 (33.7%)
	2	282 (56.1%)	92 (60.1%)	190 (54.3%)
	3	50 (9.9%)	14 (9.2%)	36 (10.3%)
	4	6 (1.2%)	1 (0.7%)	5 (1.4%)
	5	1 (0.2%)	0 (0.0%)	1 (0.3%)
	6	1 (0.2%)	1 (0.7%)	0 (0.0%)

Table 2. Rotated Factor Loadings for the Five-Factor Solution of the EF-FAD ($N = 503$)

Item	Family Rule-Setting	Family Conflict Management	Family Relational Climate	Parental agreement and co-parenting	Family stress (reversed)	h^2
P6	0.82					0.73
P7	0.78					0.56
P8	0.62					0.49
P10	0.67					0.67
P11	0.46	0.32				0.48
P12	0.28					0.30
P9		0.52				0.33
P15		0.48				0.55
P16		0.48				0.47
P18		0.65				0.60
P20		0.65				0.58
P24			0.44			0.52
P25		0.28	0.52			0.63
P26			0.80			0.65
P27			0.87			0.77
P28			0.61			0.55
P29			0.61			0.55
P30				0.92		0.82
P31				0.94		0.88
P32				0.70		0.66
P17					0.37	0.15
P21					0.86	0.71
P22					0.86	0.76
P23					0.72	0.56
% var.	0.12	0.11	0.14	0.12	0.09	

Note. Loadings $\geq .25$ are displayed; loadings $\geq .30$ are shown in bold. Oblimin rotation was applied to the polychoric correlation matrix using MINRES extraction. h^2 = communality. % var. = proportion of variance explained by each factor. Family Rule-Setting = rule-setting dimension; Family Relational Climate = relational climate dimension; Family Stress (Reversed) = reverse-scored family stress items. P12 (maximum loading = .28) and P17 ($h^2 = .15$) showed the weakest psychometric performance (see text).

Table 3. Standardized Factor Loadings From the Five-Factor Confirmatory Factor Analysis of the EF-FAD ($n = 286$)

Ítem	Factor	λ	SE
P6	Family Rule-Setting	0.866	0.024
P7	Family Rule-Setting	0.685	0.032
P8	Family Rule-Setting	0.724	0.031
P10	Family Rule-Setting	0.856	0.020
P11	Family Rule-Setting	0.738	0.034
P12	Family Rule-Setting	0.537	0.040
P9	Family Conflict Management	0.553	0.041
P15	Family Conflict Management	0.758	0.032
P16	Family Conflict Management	0.714	0.032
P18	Family Conflict Management	0.691	0.037
P20	Family Conflict Management	0.646	0.036
P24	Family Relational Climate	0.824	0.025
P25	Family Relational Climate	0.830	0.021
P26	Family Relational Climate	0.862	0.018
P27	Family Relational Climate	0.848	0.021
P28	Family Relational Climate	0.798	0.025
P29	Family Relational Climate	0.783	0.027
P30	Parental Agreement and Co-parenting	0.919	0.016
P31	Parental Agreement and Co-parenting	0.930	0.017
P32	Parental Agreement and Co-parenting	0.804	0.030
P17	Family Stress (reversed)	0.462	0.045
P21	Family Stress (reversed)	0.912	0.016
P22	Family Stress (reversed)	0.889	0.018
P23	Family Stress (reversed)	0.839	0.019

Note. λ = standardized factor loading; SE = standard error. The model was estimated using WLSMV with ordinal indicators. All factor loadings were statistically significant ($p < .001$). Global fit indices: CFI = .994, TLI = .993, RMSEA = .056, 90% CI [.048, .063], SRMR = .052. $N = 286$. For comparability with the subsequent measurement invariance analyses estimated with MLR (see Table 4), the model was re-estimated using MLR, yielding robust CFI = .936, robust TLI = .927, robust RMSEA = .057, and SRMR = .049. The convergence between both estimation methods supports the robustness of the factorial structure across estimators. Standardized interfactor correlations (Φ): Family Relational Climate–Family Rule-Setting = .65, Family Relational Climate–Family Conflict Management = .78, Family Relational Climate–Parental Agreement and Co-Parenting = .73, Family Rule-Setting–Family Conflict Management = .73, Family Rule-Setting–Parental Agreement and Co-Parenting = .67, Family Conflict Management–Parental Agreement and Co-Parenting = .61. Correlations with Family Stress: Family Relational Climate = .10, Family Rule-Setting = .16, Family Conflict Management = .22, and Parental Agreement and Co-Parenting = .12.

Table 4. Measurement Invariance Analyses of the EF-FAD

Model	$\chi^2(df)$	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Panel A. Measurement invariance across groups — four comparisons (EF-FAD)							
<i>Experimental (n=153) vs. Control (n=350)</i>							
Configural	906.1 (484)	0.916	0.904	0.062	0.056	—	—
Metric	931.9 (503)	0.914	0.906	0.062	0.059	-0.002	-0.001
Scalar	976.0 (522)	0.910	0.904	0.062	0.061	-0.005	0.000
<i>Madrid (n=253) vs. Castilla-La Mancha (n=250)</i>							
Configural	870.3 (484)	0.924	0.914	0.060	0.054	—	—
Metric	890.1 (503)	0.924	0.917	0.059	0.058	-0.000	-0.001
Scalar	918.4 (522)	0.923	0.919	0.058	0.059	-0.001	-0.001
<i>Male (n=103) vs. Female (n=400)</i>							
Configural	910.9 (484)	0.920	0.909	0.062	0.054	—	—
Metric	950.0 (503)	0.917	0.908	0.062	0.059	-0.004	0.000
Scalar	979.5 (522)	0.915	0.910	0.061	0.060	-0.002	-0.000
<i>≤44 years (n=187) vs. ≥45 years (n=316)</i>							
Configural	943.3 (484)	0.912	0.900	0.065	0.058	—	—
Metric	968.1 (503)	0.911	0.902	0.064	0.062	-0.001	-0.001
Scalar	995.4 (522)	0.910	0.905	0.063	0.062	-0.001	-0.001
Panel B. Longitudinal invariance in the control group (EF-FAD, pretest–posttest)							
Configural	1605.0 (1011)	0.927	0.919	0.046	0.049	—	—
Metric	1622.4 (1030)	0.928	0.921	0.046	0.050	0.000	-0.001
Scalar	1654.0 (1054)	0.927	0.922	0.045	0.050	-0.001	-0.000

Note. Panel A models were estimated using MLR with FIML. $\chi^2(df)$ = scaled Satorra–Bentler chi-square statistic; CFI and RMSEA correspond to robust estimates. ΔCFI and $\Delta RMSEA$ represent changes relative to the preceding model. Measurement invariance criteria were $|\Delta CFI| \leq .010$ and $|\Delta RMSEA| \leq .015$ (Cheung & Rensvold, 2002; van de Schoot et al., 2012). The model in Panel B included correlated residuals between the same items at T1 and T2. ΔCFI and $\Delta RMSEA$ represent changes relative to the preceding model. Invariance criteria were $|\Delta CFI| \leq .010$ and $|\Delta RMSEA| \leq .015$. $n = 286$.

Table 5. Reliability Estimates From the Bifactor Model for the EF-FAD ($N = 503$)

Subscale	k	ω_t	ω_h	ω_{group}
Global scale (24 ítems)	24	0.940	0.721	—
Family Relational Climate	6	0.837	0.519	0.318
Family Rule-Setting	6	0.807	0.504	0.303
Family Conflict Management	5	0.761	0.529	0.231
Parental Agreement and Co-Parenting	3	0.898	0.422	0.477
Family Stress	4	0.789	0.040	0.749

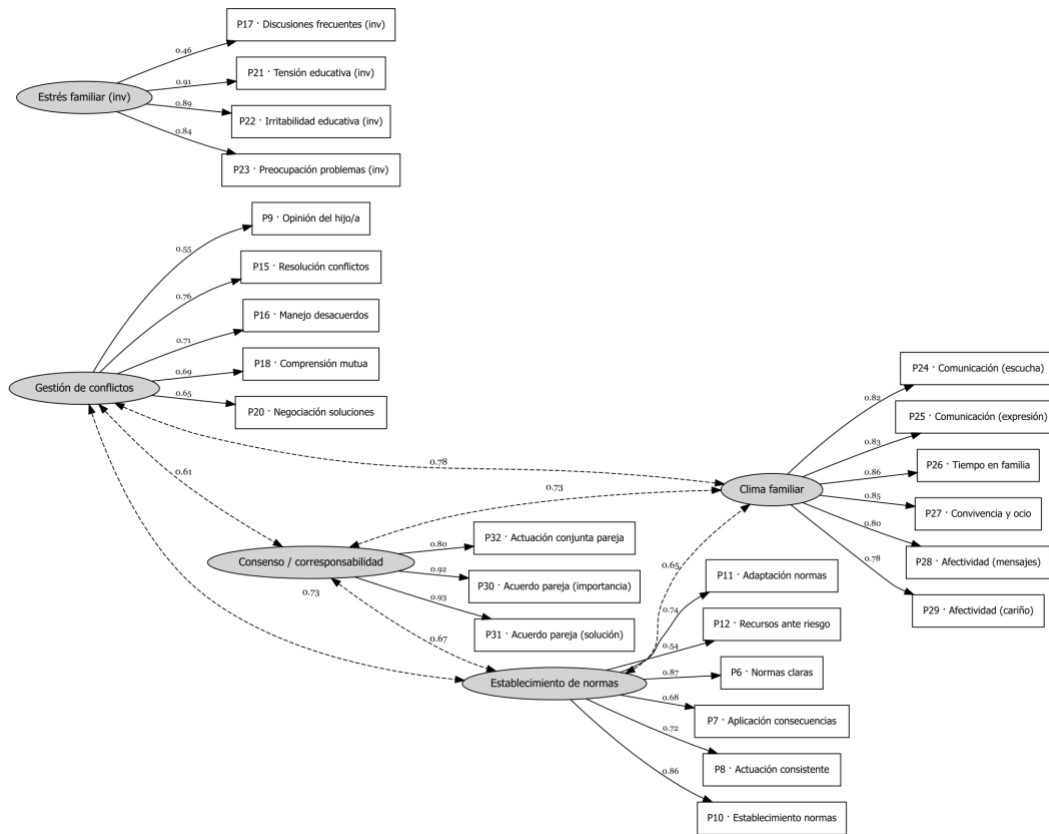
Note. k = number of items. ω_t = total omega; ω_h = hierarchical omega (variance attributable to the general factor g); ω_{group} = group omega (subscale-specific variance independent of g). Estimates were obtained from a bifactor model using Schmid–Leiman rotation (Schmid & Leiman, 1957) with ML extraction (R Core Team, 2025). $N = 503$.

Table 6. Spearman Correlations Between EF-FAD Subscales and Satisfaction Items (P33–P40)

Subscale	P33 Family Time Together.	P34 Communication	P35 Affection	P36 Parenting Agreement	P37 Rules and limits	P38 Resources	P39 Conflict Resolution	P40 Peace in mind
Family Relational Climate	0.64***	0.74***	0.72***	0.57***	0.60***	0.54***	0.61***	0.45***
Family Rule- Setting	0.33***	0.43***	0.42***	0.44***	0.55***	0.51***	0.58***	0.42***
Family Conflict Management	0.39***	0.50***	0.43***	0.47***	0.51***	0.53***	0.59***	0.46***
Parental Agreement and Co- Parenting	0.45***	0.52***	0.52***	0.75***	0.72***	0.48***	0.62***	0.40***
Family Stress	-0.05	-0.05	-0.07	-0.02	-0.08	-0.14**	-0.15***	-0.14**
Global scale	0.51***	0.63***	0.59***	0.55***	0.61***	0.56***	0.62***	0.44***

Note. Spearman correlations. $N = 503$ for Family Relational Climate, Family Rule-Setting, Family Conflict Management, Family Stress, and the Global Scale; $n = 445$ for Parental Agreement and Co-Parenting (participants with a partner only; P36–P37). Individual satisfaction items were used to avoid content overlap resulting from the inclusion of P37 in both co-parenting and rule-setting composite indices. *** $p < .001$. ** $p < .01$. * $p < .05$.

Figure 1 Five-factor CFA model of the EF-FAD. Standardized loadings (WLSMV estimation) are presented. Interfactor correlations are displayed only when $|\Phi| > .30$ (dashed lines). $n = 286$.



SUPPLEMENTARY MATERIALS

Table S1. *Theoretical Dimensions of the EF-FAD (Initial 27-Item Version)*

Dimensión	Description	Ítems
Family Rule-Setting and Limits	Assesses the establishment of clear household rules, supervision of activities, and implementation of sanctions or consequences in cases of noncompliance. Higher scores indicate greater rule-setting and limit establishment.	P6–P11
Coping Strategies	Assesses caregivers' perceived abilities and coping resources for managing educational and parenting-related difficulties. Higher scores indicate greater coping resources and better coping.	P12–P14
Family Conflict Management	Assesses perceptions regarding the management and resolution of family conflicts. Higher scores indicate better conflict management and resolution.	P15–P20 (P17‡*)
Family Stress	Assesses perceived emotional burden associated with parenting management or child-related problems. Higher scores indicate greater family stress.	P21–P23*
Family Relational Climate	Assesses relational dynamics among family members, including coexistence, communication, and affective expression. Higher scores indicate a more positive family relational climate.	P24–P29
Parental Agreement and Co-Parenting	Assesses the degree of agreement between caregivers sharing parenting responsibilities regarding the importance of problems and ways of addressing them. Higher scores indicate greater agreement.	P30–P32†

Note. * Reverse-scored items in the final validated version. † Applicable only to participants who share parenting responsibilities with another adult (P5). ‡ P17, originally assigned to the Family Conflict Management dimension, was empirically reassigned to Family Stress in the exploratory factor analysis (see Results).

Table S2. *Descriptive Statistics and Item–Total Correlations for the 27 EF-FAD Items (Pretest Sample,**N = 503)*

Ítem	M	SD	g1	g2	r_it
P6	5.46	1.06	-0.21	-0.15	0.68
P7	4.98	1.08	-0.09	0.41	0.58
P8	5.08	1.22	-0.30	0.21	0.55
P9	4.91	1.19	0.07	-0.28	0.40
P10	5.51	1.04	-0.13	-0.65	0.71
P11	5.55	1.08	-0.39	0.28	0.59
P12	4.82	1.40	-0.50	0.35	0.43
P13*	4.67	1.28	0.03	-0.40	0.66
P14*	5.05	1.10	-0.06	0.24	0.60
P15	5.08	1.12	0.03	-0.48	0.65
P16	4.61	1.15	0.13	0.19	0.56
P17	4.00	1.14	0.01	0.09	0.34
P18	4.93	0.97	0.14	0.42	0.66
P19*	5.46	1.09	-0.17	-0.34	0.46
P20	5.20	1.07	0.06	-0.51	0.65
P21	4.36	1.35	-0.21	-0.53	0.67
P22	4.24	1.31	-0.31	-0.18	0.72
P23	4.47	1.34	-0.13	-0.30	0.63
P24	5.52	1.11	-0.31	-0.29	0.63
P25	5.57	1.11	-0.43	-0.19	0.70
P26	5.53	1.12	-0.62	0.35	0.69
P27	5.43	1.18	-0.51	-0.30	0.74
P28	5.34	1.16	-0.39	-0.12	0.66
P29	5.98	1.04	-0.71	-0.20	0.65
P30	5.53	1.09	-0.84	1.31	0.80

Ítem	M	SD	g1	g2	r_it
P31	5.42	1.07	-0.73	1.12	0.84
P32	5.52	1.19	-0.61	0.31	0.71

Note. *M* = mean; *SD* = standard deviation; *g1* = skewness; *g2* = kurtosis; *r_{it}* = corrected item–total correlation with the corresponding theoretical subscale. Items marked with * were removed during the exploratory factor analysis.

ANEXOS. ESCALA EF-FAD. VERSIÓN FINAL 24 ÍTEMS.



ESCALA EF-FAD – Escala Familiar: Funcionamiento, Ajuste y Dinámica

A continuación encontrarás una serie de preguntas que nos ayudarán a valorar mejor tu situación familiar.

Son preguntas referidas a cómo piensas y te sientes en relación a tu tarea educativa como madre/padre.

Por favor, léelas atentamente y marca para cada frase una sola respuesta.

No hay respuestas correctas o incorrectas.

1.Clave:

2.Género: Hombre Mujer Otro

3.Edades y sexo de tus hijos/as:

Hijo/a 1 Edad Chico Chica Otro

Hijo/a 2 Edad Chico Chica Otro

Hijo/a 3 Edad Chico Chica Otro

Hijo/a 4 Edad Chico Chica Otro

4. En el último mes, alguno/a de tus hijos/as...

... ha tenido algún problema de conducta que te preocupe.

... ha mantenido alguna conducta de riesgo que te preocupe

5.¿Compartes en familia las tareas educativas de tu/s hijo/s o hija/s...? [Varias opciones]

1.Sí, con mi pareja, con la que convivo

2.Sí, con mi pareja, con la que no convivo

3.Sí, con otras personas con las que convivo (abuelos/as, otros familiares)

4.Sí, con otras personas con las que no convivo

5.No, Solamente me ocupo yo

6.Yo no me ocupo de la educación de mis hijos/as

	NADA	MUY POCO	POCO	ALGO	BASTANTE	MUCHO	SIEMPRE
26.¿Pasáis tiempo en familia (compartiendo comidas y/o cenas, charlando, jugando, saliendo, etc.)?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
27.¿Disfrutáis del tiempo dedicado a actividades en familia?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
28.En la familia, ¿con qué frecuencia os decís cosas positivas unos/as a otros/as?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
29.¿Os demostráis cariño entre los miembros de la familia?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
30.Si surgiera un problema de conducta o riesgo con vuestros/as hijos/as, ¿en qué grado estaríais de acuerdo tu pareja y tú sobre su importancia? [C]	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
31. ¿En qué medida estaríais de acuerdo tu pareja y tú respecto a la forma de enfrentar cualquier problema o conducta de riesgo que vuestros/as hijos/as puedan tener? [C]	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
32.Cuando surge un problema en relación a vuestros/as hijos/as, ¿compartís en pareja la forma de actuar para resolverlo? [C]	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

[C]: Contesta solamente si respondiste que compartes educativamente con otros/as

Si desea recibir más información:

Fad Juventud (FAD)
Av. Burgos 1
28036 Madrid
Teléfono: +34 91 302 69 47
familias@fad.es

Financiado por



“Las opiniones vertidas en este documento no son necesariamente las de la Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas o las del Ministerio de Sanidad”.