

Versión Española del Índice de Resistencia Familiar (FHI)

Spanish Version of the Family Hardiness Index (FHI)

Inés Pellón-Elexpuru¹, Ana Martínez-Pampliega² y Susana Cormenzana³

Resumen

Hasta la fecha, no existe ningún instrumento de resistencia familiar validado en versión española. La presente investigación tiene como objetivo analizar las propiedades psicométricas del Índice de Resistencia Familiar (FHI) en población española. Este instrumento mide la capacidad de los miembros de la familia para hacer frente y sobreponerse al estrés a través de cuatro dimensiones: Compromiso, Confianza, Desafío, y Control. La muestra se compuso de 511 progenitores con hijos/as entre los 12 y los 18 años. La validez de constructo fue analizada a través de un Análisis Factorial Confirmatorio y la validez concurrente por medio de la correlación entre las dimensiones del FHI y del Inventario Breve de Síntomas (BSI-18). Los resultados evidenciaron un adecuado ajuste de los datos a una estructura de tres dimensiones (CFI=.920, RMSEA=.054, y SRMS=.056), y correlaciones coherentes con la sintomatología ansiosa, depresiva, somática, y con el estado de pánico. Como objetivo secundario, se probó la invarianza factorial del FHI en madres y padres, identificando la existencia de invarianza configural. Por tanto, este estudio aporta datos preliminares que avalan la estructura psicométrica del FHI para su uso en población española.

Palabras clave: Resistencia Familiar, evaluación, instrumento, progenitores, género

Abstract

To date, there is no validated family hardiness instrument in Spanish version. The present research aims to analyse the psychometric properties of the Family Resilience Index (FHI) in Spanish population. This instrument provides a measure of the ability to cope and overcome stress through four dimensions: Commitment, Confidence, Challenge, and Control. The sample consisted of 511 parents with children between 12 and 18 years old. Construct validity was analysed through a Confirmatory Factor Analysis and concurrent validity through the correlation between the dimensions of the FHI and the Brief Symptom Inventory (BSI-18). Results evidenced an adequate fit to a three-dimensional structure of the original four-dimensional structure (CFI=.920, RMSEA=.054, and SRMS=.056), and consistent correlations with anxious, depressive, somatic, and panic symptomatology. As a secondary aim, factorial invariance of the FHI in mothers and fathers was tested, identifying the existence of configural invariance. Thus, this study provides preliminary data that support the psychometric structure of the FHI for its use in the Spanish population.

Keywords: Family Hardiness, assessment, instrument, parents, gender

¹Estudiante Predoctoral. Universidad de Deusto. venida de las Universidades, 24 (48007). Bilbao, España. Tel.: 944 139 000. Ext.: 2756. Correo: ines.pellon@deusto.es

²Catedrática de Psicología. Profesora. Departamento de Psicología Social y del Desarrollo. Universidad de Deusto. Avenida de las Universidades, 24 (48007). Bilbao, España. Tel.: 944 139 000. Ext.: 2756. Correo: martinez.pampliega@deusto.es

³Doctora en Psicología. Profesora. Departamento de Psicología Social y del Desarrollo. Universidad de Deusto. Avenida de las Universidades, 24 (48007). Bilbao, España. Tel.: 944 139 000. Ext.: 2756. Correo: susana.cormenzana@deusto.es

Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP · N°77 · Vol. 3 · 29-43 · 2025

ISSN: 1135-3848 print /2183-6051online

This work is licensed under CC BY-NC 4.0. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>

Introducción

La familia, como sistema principal de desarrollo de la persona, debe hacer frente a diferentes cambios y transformaciones que impactan sobre todos sus miembros (García et al., 2006; Rukaj, 2020). Cuando estas transformaciones son percibidas como estresantes, las familias deben poner en marcha los recursos disponibles para mantener o recuperar su bienestar (McCubbin et al., 1986; Reiter, 2019). Por tanto, es relevante comprender los mecanismos a través de los cuales la familia amortigua o mitiga los efectos de las demandas que tienen lugar a lo largo del ciclo vital (Peng et al., 2021). Poniendo el foco en la capacidad de crecimiento ante la adversidad, el mecanismo más estudiado es el de la resiliencia (Sánchez & Robles, 2014).

Dentro del estudio de la resiliencia a nivel familiar, algunos autores/as, han distinguido diferentes recursos que la componen, entre los que se encuentra la denominada “resistencia” (Cunha et al., 2016; Greeff & Van der Walt, 2010; Hackbarth et al., 2012). La primera persona en analizar este constructo a nivel individual fue Kobasa (1979), quien lo definió como un rasgo de personalidad para explicar por qué algunas personas no experimentan efectos perjudiciales sobre su salud ante situaciones vitales estresantes (Eschleman et al., 2010; Reknes et al., 2022). La resistencia combina los aspectos del funcionamiento cognitivo con las conductas que se ponen en marcha a la hora de enfrentar los cambios, transformar los acontecimientos para aprender de ellos, e incorporarlos a su plan de vida. Así, las personas con poca resistencia tienden a sentirse impotentes y a adoptar una actitud más pasiva ante estas situaciones (Persson et al., 2016).

Pese a que la resistencia y la resiliencia están altamente relacionadas e incluso, como se ha mencionado, han sido considerado como constructos interdependientes, en otras investigaciones se ha tratado de diferenciarlos, para tratar de evitar su solapamiento. Pese a que ambos se han considerado mecanismos de afrontamiento ante situaciones vitales estresantes, la resistencia es el conjunto de rasgos de personalidad que ayudan a que la persona pueda resistir más o menos ante estas situaciones, amortiguando los efectos nocivos del estrés sobre la salud (Khodabakhshi-Koolaei,

2019; Salehian & Sarvari, 2021). Por su parte, la resiliencia es la capacidad psicológica para hacer frente a la adversidad, representando la cantidad de comportamientos positivos que una persona puede mostrar al enfrentar situaciones complejas. Asimismo, en el caso de la resiliencia se tienen en cuenta aspectos relacionados con el apoyo social, las relaciones, y la búsqueda de ayuda ante las adversidades, así como influencias espirituales vinculadas con Dios y con el destino, que en la resistencia no. De hecho, el estudio de la resistencia pone el foco fundamentalmente en la capacidad de las personas para encontrar un propósito en la vida a pesar de las dificultades (Chuning et al., 2024). Por otro lado, cabe destacar que la resistencia se ha considerado como el rasgo de personalidad definitorio que sostiene al individuo tras experiencias de crisis o traumáticas, y le permite llevar a cabo un crecimiento postraumático. Es decir, las personas resistentes pueden experimentar cambios positivos en sus emociones, pensamientos, comportamientos, y creencias tras situaciones adversas (Altinsoy & Aypay, 2023; Bartone & Bowles, 2021).

Según Kobasa (1979), la resistencia tiene tres componentes: Compromiso, Desafío, y Control. El Compromiso implica una curiosidad por la vida y la capacidad para buscarle un significado o sentido; el Control se refiere a la percepción de la influencia que las propias acciones tienen en el desarrollo y consecuencias de los acontecimientos vitales; y el Desafío refleja la creencia de que el cambio es algo normal en la vida, que además es estimulante y potencia el crecimiento, en lugar de ser visto como una amenaza. Esta autora desarrolló un primer instrumento para evaluar la resistencia a nivel individual. Se trata de un cuestionario de 50 ítems divididos en tres dimensiones, una para cada componente mencionado. Con posterioridad a esta escala inicial, se desarrollaron otros instrumentos para evaluarla (Bartone, 1991; Maddi, 1997; Pollock, 1986), pero todos ellos basados en el concepto y dimensiones originales (Nia et al., 2022).

Partiendo también de este primer planteamiento (Kobasa, 1979), McCubbin et al. (1986) estudiaron la aplicación de la resistencia a nivel familiar. En su modelo de Resiliencia de Ajuste y Adaptación Familia, los autores definieron la “resistencia familiar” como un

recurso de adaptación que actúa como amortiguador de los efectos del estrés y las demandas vitales, favoreciendo la estabilidad de la familia frente a los cambios y su ajuste a las demandas del entorno (Cunha et al., 2016). Con el objetivo de contar con una herramienta de evaluación para esta característica familiar, los autores/as desarrollaron el Family Hardiness Index (FHI - McCubbin et al., 1986). En la actualidad, existen dos versiones del FHI para poder ser utilizadas en la investigación: una compuesta por las tres dimensiones originales de Kobasa (1979) y otra en la que McCubbin et al. (1986) incluyeron una cuarta dimensión denominada Confianza. Esta dimensión hace referencia a la capacidad de hacer frente a las dificultades, planificar el futuro, y tener un interés por la vida dotándola de un sentido (Gugliandolo et al., 2022; Shin et al., 2019).

Hasta la fecha, se han llevado a cabo diferentes pruebas para validar el FHI, incluyendo la asociación positiva entre la resistencia y otros indicadores de fortalezas familiares, como la flexibilidad familiar o la capacidad para hacer frente a los retos, evaluada con la Escala de Evaluación de la Cohesión y Adaptabilidad Familiar (FACES II; Olson et al., 1982) ($r=.22$), el tiempo en familia y las rutinas, entendida como la capacidad de mantener la estabilidad y la continuidad en ambos aspectos de la vida familiar, a través del Índice de Tiempo en Familia y Rutinas (FTRI; McCubbin et al., 1986) ($r=.23$), y tres aspectos de la calidad de vida familiar: satisfacción familiar ($r=.20$), marital ($r=.11$) y comunitaria ($r=.15$), empleando el Cuestionario de Vida Familiar (Olson & Barnes, 1982) (McCubbin & McCubbin, 1988).

Por otro lado, este instrumento se ha convertido en la referencia para medir la resistencia familiar. Los propios autores/as llevaron a cabo estudios comparativos con diferentes poblaciones y, especialmente, en contexto clínico y laboral (McCubbin et al., 1988). Uno de los principales usos del instrumento ha sido y es evaluar la resistencia en familias en las que hay algún miembro con enfermedad grave y/o crónica (Caples et al., 2018; Gugliandolo et al., 2022; Peng et al., 2021; Shin et al., 2019). Asimismo, se ha utilizado a nivel nacional e internacional, habiéndose validado su uso en Suecia (Persson et al., 2016), Portugal (Cunha, 2011), o China (Liu et al., 2014). Sin embargo, algunos de estos autores/as

han puesto en tela de juicio la dimensionalidad del FHI, especialmente en lo que a la subescala Control se refiere, justificando incluso su eliminación. Más específicamente, Persson et al. (2016), encontraron dificultades con la carga factorial de los ítems pertenecientes a la subescala Control. Por este motivo, construyeron un modelo alternativo, basado en la versión de cuatro dimensiones, en la que prescindieron de la subescala de Control. Los resultados indicaron un mejor ajuste que el resto de versiones del cuestionario. Además, a pesar del amplio empleo del instrumento, no existen estudios que reporten datos detallados sobre la robustez psicométrica del FHI en población española.

Tras todo lo analizado, queda patente la necesidad de contar con instrumentos que permitan evaluar los recursos de las familias para hacer frente a situaciones vitales estresantes (Persson et al., 2016), y la ausencia de un instrumento aplicable en población española. Por tanto, el objetivo del presente estudio es validar el FHI en una muestra de familias españolas. Además, el estudio pretende contribuir a clarificar la dimensionalidad del constructo, y a comprobar su invarianza factorial (configural, métrica, escalar, residual, y estructural) en función del género de los progenitores. Esto puede resultar interesante, ya que se ha reportado la existencia de diferencias de género en los mecanismos de adaptación al estrés (Eisenbarth, 2019) y, más específicamente, cuando se habla de resistencia como característica de la personalidad (Nasser, 2019). No obstante, no ha sido estudiada esta diferencia aplicada al constructo de resistencia familiar.

Método

Participantes

La muestra estuvo compuesta por 510 participantes, 75 padres y 434 madres, que no necesariamente debían pertenecer al mismo núcleo familiar. La etnia de la mayoría de los/las participantes fue caucásica, tanto en el caso de los padres (57%) como de las madres (50%). El 36% de las madres y el 37% de los padres contaba con estudios superiores y el 87% y el 93%, respectivamente, estaban activos/as laboralmente. En cuanto al estado civil, el 77% de las madres estaban casadas o tenían pareja de hecho, mientras que en el caso de los padres fue el 80% (ver Tabla 1).

Tabla 1. Características sociodemográficas de la muestra en el estudio

	Madres (n=434)		Padres (n=75)	
	N	%	N	%
Etnia:				
Caucásica	219	51	43	57
Hispana	205	47	30	40
Árabe	1	<1	-	-
Otro	9	2	2	3
Estado civil:				
Pareja de hecho	48	11	12	16
Casados/as	288	66	48	64
Solteros/as	58	13	6	8
Separados/as	4	1	1	1
Divorciados/as	18	4	7	9
Casados/as ^a	9	2	-	-
En pareja ^b	9	2	-	-
Nivel de estudios:				
Estudios primarios	7	2	2	3
Bachillerato, BUP o FP	94	22	16	21
Carrera media	64	15	12	16
Carrera superior	156	36	28	37
Máster, doctorado	113	26	17	23
Situación laboral:				
En activo	378	87	70	93
En paro	15	4	3	4
Jubilado/a	1	<1	-	-
Baja laboral	11	3	2	3
ERE o ERTE	7	2	-	-
Otra situación	22	5	-	-

Nota. ^aNo primer matrimonio; ^bTras la separación del padre/madre de su(s) hijo(s)/a(s)

Instrumentos

Cuestionario sociodemográfico. Fue construido ad hoc con el fin de obtener datos generales de las características sociodemográficas de los/las participantes: edad, sexo, nacionalidad, estado civil, nivel de estudios, y situación laboral.

Índice de Resistencia Familiar - Family Hardiness Index (FHI; McCubbin et al., 1986). Como se ha mencionado en la introducción, este instrumento trata de medir la resistencia familiar como un recurso para hacer frente y adaptarse al estrés a través de 20 ítems distribuidos en tres o cuatro subescalas. La versión de cuatro subescalas, utilizada en el presente estudio, se compone de Compromiso (8 ítems) “A la larga, las cosas malas que nos ocurren son balanceadas por las cosas buenas”; Desafío (5 ítems) “Cuando estamos planeando actividades, probamos cosas nuevas y excitantes”; Control (3 ítems) “Los problemas provienen de los errores que cometemos”; y Confianza (4 ítems) “No es bueno planear con anticipación y tener esperanza porque nunca sale bien”. Se responde en una escala tipo Likert de 0 a 3 (0=Falso, 1=Falso en su mayor parte, 2=Verdadero en su mayor parte, y 3=Verdadero). Además, a partir del sumatorio total de las cuatro subescalas, se obtiene una escala global de

Resistencia Familiar. En cuanto a su fiabilidad, ha sido adecuada, con un Alpha de Cronbach de .82 y una fiabilidad test-retest de .86.

Inventario Breve de Síntomas - Brief Symptoms Inventory (BSI-18) versión española (Andreu et al., 2008). Se trata de la versión abreviada del Brief Symptom Inventory (BSI; Derogatis, 1993), que mide el malestar psicológico con 18 ítems distribuidos en cuatro escalas o dimensiones. Las dos primeras se componen de 6 y las dos últimas de 3 ítems cada una: Somatización, que mide el malestar causado derivado de síntomas fisiológicos, “Sensación de desmayo o mareos”; Depresión, que mide síntomas de insatisfacción y estado de ánimo disfórico, “No sentir interés por las cosas”; Ansiedad, que mide síntomas de nerviosismo, tensión, y agitación motora, “Nerviosismo o temblor”; y Pánico, que mide estados de temor y pánico, “Sentir miedo”. Se responde en una escala tipo Likert de 0 a 4 (0=Nada, 1=Poco, 2=Regular, 3=Bastante, y 4=Mucho). La adaptación española del BSI-18 mostró una fiabilidad de $\alpha=.89$.

Procedimiento

El desarrollo del presente estudio instrumental fue apoyado por el Gobierno regional y aprobado

por el Comité de Ética de Investigación de la Institución (Ref: ETKK-2/21-22), antes de su puesta en marcha. Todos los procedimientos relativos a este trabajo cumplieron con la Declaración original de Helsinki.

La selección de los/las participantes se llevó a cabo a través de un muestreo intencional. Con este fin, se realizó una difusión del estudio en centros de Educación Infantil, Primaria, Secundaria, y Bachiller, y de Formación Profesional, del ámbito tanto público como privado. Finalmente, se contó con 511 progenitores pertenecientes a 29 centros. En todo momento, se explicitó la voluntariedad de la participación y la confidencialidad de los datos. Todos/as los participantes cumplieron los protocolos de forma telemática y sin presencia de ningún examinador/a. Sin embargo, se les informó de que, ante cualquier duda, podían ponerse en contacto con los/las investigadores principales del estudio, y que podían decidir dejar de participar en el momento que desearan. No hubo remuneración económica por participar en el estudio. La gestión de datos siguió las pautas establecidas por la Ley Orgánica 3/2018 de Protección de Datos Personales.

Estrategia de análisis

Debido a la ausencia de referencias de cualquier estudio que hubiese llevado a cabo un procedimiento de retrotraducción con el Índice de Resistencia Familiar (FHI), se adaptó la versión original al castellano, mediante la metodología traducción-retrotraducción (Cha et al., 2007). El criterio de selección para las personas encargadas de llevar a cabo este proceso se basó en su formación, estableciéndose que ambas fuesen psicólogas con formación en investigación. Asimismo, la persona que realizó la retrotraducción contaba con la doble nacionalidad española e inglesa. La comparación de las dos versiones en inglés, retrotraducida y original, permitió comprobar la equivalencia conceptual. Finalmente, se revisó la versión en castellano y se comparó con la traducida por los autores/as del estudio original, validando también la equivalencia entre ambas.

A continuación, se analizó la distribución de los ítems del Índice de Resistencia Familiar (FHI) a través de la media, desviación estándar, mediana, asimetría, curtosis, y valor del coeficiente Alfa de

Cronbach en caso de eliminar cada ítem. Para evaluar la normalidad univariada se realizó la prueba de Kolmogorov-Smirnov, a través de los índices de asimetría y curtosis, considerando adecuados los valores menores de 3 y de 10 en valor absoluto, respectivamente (Kline, 2015). Asimismo, se probó la normalidad multivariada con el coeficiente de Mardia (1976), siendo el criterio que su valor no fuese significativo. Por último, se midió la consistencia interna de la escala a través del coeficiente de fiabilidad Alfa de Cronbach (α) y el Omega de McDonald (ω), estimador más preciso que Alfa en ausencia de tau-equivalencia o en presencia de ítems asimétricos (Trizano-Hermosilla & Alvarado, 2016). Se consideró el valor de .70. como puntuación de corte para la fiabilidad (Tavakol & Dennick, 2011). El criterio para la posible eliminación de los ítems fue: tener pocas coincidencias, tener un coeficiente de Pearson menor al .40 entre el ítem y la escala, y un incremento del Alpha de Cronbach de más del .03 al eliminar el ítem. Se analizó la interrelación entre los elementos de la escala por medio del índice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y el test de Esfericidad de Bartlett, considerando puntuaciones superiores a .70 y una esfericidad estadísticamente significativa como indicativos para la adecuación del Análisis Factorial.

El siguiente paso consistió en un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) utilizando el programa R Commander 4.2.1 y el método de Mínimos Cuadrados Ponderados con Estructura de Medias y Varianzas (Weighted Least Squares Mean Variances [WLSMV]) (Flora y Curran, 2004). Se evaluó el nivel de bondad de ajuste de los datos al modelo de medida a través de la prueba ji-cuadrado de contraste de igualdad entre matrices (χ^2), que debería ser no significativa o mostrar valores bajos (Teo et al., 2013). No obstante, el χ^2 es muy sensible al tamaño de la muestra, por lo que se consideró también el Error de Aproximación Cuadrático Medio (*Root Mean Square Error of Approximation* [RMSEA]) y su intervalo de confianza al 90%, siendo adecuados los valores entre .05 y .08 y muy buenos los inferiores a .05. También se utilizó el Índice de Ajuste Comparativo (*Comparative Fit Index* [CFI]), cuyos valores deben ser superiores a .95 (Bentler, 1990; Bollen, 1989; Brown, 2006). Por último, se tuvo en cuenta el Índice Estandarizado Cuadrático Medio

(*Standardized Root Mean Squared Residuals* [SRMR]) que debe ser menor a .08 para un buen ajuste (Alavi et al., 2020). Para la validez concurrente, se evaluó la correlación del FHI con las dimensiones de Somatización, Ansiedad, Depresión, y Pánico del Inventario Breve de Síntomas (BSI-18), a través del coeficiente r de Pearson.

Finalmente, con el objetivo de analizar la invarianza del FHI en hombres y mujeres, se llevó a cabo un Análisis Factorial Confirmatorio Multigrupo (AFCMG) con el programa R Commander 4.2.1. Este análisis se lleva a cabo a partir de una sucesión de modelos anidados jerárquicamente. El primer modelo (M1) sería el modelo base y permite analizar la invarianza configural, en el que no se establecen restricciones de igualdad en ninguno de los parámetros estimados. En el segundo modelo (M2), invarianza métrica, se fijan las cargas factoriales de los ítems para asegurar su equivalencia. En el tercer modelo (M3), invarianza escalar, se añade como restricción la equivalencia a los valores interceptales. En el cuarto modelo (M4), invarianza residual, se añaden restricciones de igualdad a las varianzas y covarianzas. Finalmente, en el quinto modelo (M5) se mide la invarianza en la estructura de medias. Para poder confirmar la invarianza, se consideró una significación mayor a .05 en las diferencias en ji-cuadrado (χ^2) y variaciones del Δ CFI y del Δ RMSEA menores que .01 y 0.15, respectivamente (Fan y Sivo, 2009; Ventura et al., 2019).

Resultados

En la Tabla 2, se observan los datos descriptivos y de discriminación de los ítems que componen cada una de las subescalas del FHI. Los ítems no siguieron una distribución normal en ninguna de las dimensiones, mostrando una significación de $p < .001$. En las cuatro dimensiones se obtuvo una curtosis inferior a 3 y una asimetría negativa, es decir, que la mayoría de las puntuaciones se alejaban de la media y se situaban en el extremo superior. Todos los ítems correlacionaron significativamente (superior a $r = .40$) con su subescala correspondiente. Las dimensiones Compromiso y Desafío mostraron una fiabilidad adecuada con valores de Alfa de

Cronbach y Omega de McDonald superiores a .70. A pesar de que los ítems 4 y 16 supondrían una cierta mejora en la fiabilidad de la subescala en caso de ser eliminados, ninguno superó el criterio máximo de .03. Por su parte, la dimensión Confianza obtuvo valores de fiabilidad algo inferiores ($\alpha = .66$ y $\omega = .67$), aunque siguen considerándose aceptables. Por último, la dimensión Control mostró una fiabilidad baja con un $\alpha = .45$ y un $\omega = .51$. Además, al eliminar el ítem 1 la fiabilidad de la subescala mejoraba de .45 a .64, por lo que se sobrepasa el criterio máximo de .03, indicando la necesidad de prescindir de él. Los coeficientes de correlación interítem oscilaron entre .50 y .79, lo que indica una homogeneidad de los mismos (Streiner & Norman, 2014). En cuanto a la consistencia interna, el valor de Alfa total obtenido fue de $\alpha = .80$ y el Omega de McDonald fue de $\omega = .78$, lo que indica un nivel de fiabilidad adecuado del FHI.

De cara a realizar el AFC, tras eliminar el ítem 1 la dimensión Control quedó constituida únicamente con dos ítems. Teniendo en cuenta que estadísticamente se ha alegado que las subescalas deben tener, al menos, tres ítems para poder considerarse fiables (Frías-Navarro, 2022; Lloret-Segura et al., 2014) y que, como se ha señalado en la introducción, algunos autores/as que han versionado el instrumento han puesto en entredicho la bondad de esta dimensión en concreto (Cunha et al., 2016; Persson et al., 2016), se optó por seguir este planteamiento y prescindir de ella. Una vez eliminada, se evaluó la normalidad multivariada. Las tres dimensiones restantes mostraron una significación de $p < .001$, por lo que no cumplieron con el criterio de normalidad. Por esta razón, se utilizó el Método WLSMV al hacer el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). El índice KMO otorgó un valor de .85 y el índice de esfericidad de Bartlett obtuvo una significación de $p < .001$, lo que indica una adecuación de los datos para proceder con el Análisis Factorial.

En cuanto a los resultados del AFC (ver Tabla 3), el primer análisis arrojó resultados que no cumplían con los criterios de ajuste. Los ítems 4 ($\lambda = .25$) y 16 ($\lambda = .23$) obtuvieron cargas factoriales por debajo de .30, por lo que se llevó a cabo un segundo AFC prescindiendo de ellos, en el que tampoco se obtuvo el ajuste esperado. En este caso, el ítem 14 ($\lambda = .37$) mostró una carga factorial

Tabla 2. Datos descriptivos y de discriminación de los ítems de las subescalas del Índice de Resistencia Familiar

Dimensión	Ítem	Rango	M	DT	Me	As	Cu	r	α	Ω	K-S
Compromiso	4	0-3	1.85	.93	2	-.47	-.60	.50**	.82		
	5		2.02	.79	2	-.58	.03	.71**	.76		
	6		1.91	.80	2	-.32	-.43	.63**	.78		
	7		2.31	.70	2	-.68	-.12	.68**	.77		
	9		2.30	.73	2	-.95	.84	.68**	.77		
	11		2.36	.70	2	-.84	.20	.75**	.75		
	13		2.20	.71	2	-.47	-.35	.56**	.79		
Confianza	18	0-24	2.31	.71	2	-.77	.17	.70**	.76		
	Total		17.25	3.93	17	-.43	-.09	-	.80		
	2		2.48	.74	3	-1.26	.82	.72**	.58		
	3		2.18	.86	2	-.74	-.36	.75**	.61		
	8		2.48	.74	3	-1.32	1.09	.73**	.58		
	10		2.82	.49	3	-3.17	11.06	.63**	.62		
	Total		9.96	2.03	10	-1.40	2.64	-	.66		
Desafío	12	0-3	1.80	.78	2	-.23	-.36	.76**	.61		
	14		1.90	.79	2	-.36	-.26	.62**	.69		
	15		1.85	.76	2	-.31	-.18	.76**	.61		
	16		2.25	.75	2	-.72	.01	.54**	.73		
	17		2.28	.75	2	-.76	-.01	.70**	.64		
Control	Total	0-15	10.08	2.60	10	-.38	.10	-	.71		
	1		1.74	.89	2	-.10	-.85	.61**	.64		
	19		2.20	.85	2	-.83	-.07	.75**	.18		
Control	20	0-9	2.45	.74	3	-1.21	.79	.72**	.18		
	Total		6.39	1.7	7	-.67	.79	-	.45		

Nota. M=Media; DT=Desviación Típica; Me=Mediana; As=Asimetría; Cu=Curtosis; r=Correlación ítem con el resto de la escala; α =Alfa si se elimina el ítem; ω =Omega de McDonald; K-S = test de normalidad Kolmogorov-Smirnov.

** $p < .001$

Tabla 3. Índices de ajuste global del FHI

	χ^2	gl	p	CFI	RMSEA	RMSEA 90% CI	SRMS
Modelo FHI 1	354.150	116	< .001	.850	.063	.056-.071	.073
Modelo FHI 2	275.977	87	< .001	.872	.065	.057-.074	.069
Modelo FHI 3	185.215	74	< .001	.920	.054	.045-.064	.056

Nota. χ^2 =ji-cuadrado; gl=grados de libertad; p=significación; CFI=Índice de Ajuste Comparativo; RMSEA=Error de Aproximación Cuadrático Medio; RMSEA (90% CI)=Intervalo de Confianza RMSEA; SRMS=Índice Estandarizado Cuadrático Medio.

cercana a .30. Así, al no haber obtenido un ajuste adecuado en el anterior modelo, se realizó un tercer análisis eliminándolo. En este caso, el CFI=.920, el RMSEA=.054 (90% Intervalo de Confianza [IC] [.045-.064]), y el SRMS=.056 estuvieron dentro de los valores aceptables. El modelo definitivo queda representado en la Figura 1.

Una vez confirmada la adecuación del cuestionario con la eliminación de estos ítems, se calculó de nuevo su consistencia interna. Los índices de fiabilidad obtenidos fueron $\alpha = .83$ y $\omega = .82$, mejorando su fiabilidad respecto a la versión original de 20 ítems. En cuanto las dimensiones, los valores fueron de $\alpha = .81$ y $\omega = .81$ para el Compromiso, $\alpha = .66$ y $\omega = .67$ para la Confianza, y $\alpha = .77$ y un $\omega = .78$ para el Desafío. Por tanto, aumentó la fiabilidad de las dimensiones Compromiso y Desafío, y se mantuvo en la Confianza.

En cuanto a la relación entre las dimensiones, se observó una correlación positiva del Compromiso con la Confianza ($\sigma = .40$, $p < .001$) y con el Desafío ($\sigma = .69$, $p < .001$), y de la Confianza con el Desafío ($\sigma = .18$, $p = .010$). Por último, respecto a la asociación entre las dimensiones del FHI y las del BSI-18 (Somatización, Ansiedad, Depresión, y Pánico) (ver Tabla 4), todas las dimensiones correlacionaron significativa y negativamente.

Finalmente, respecto al análisis de la invarianza del FHI en función del género, al haber una diferencia tan significativa entre el número de padres y de madres, se extrajo una muestra aleatoria de 75 mujeres para equiparar ambos grupos. En la Tabla 5 se puede ver que el modelo de base con la reducción de los ítems (M1) presentó unos índices de ajuste adecuados, por lo que se asumió la invarianza configural entre padres y

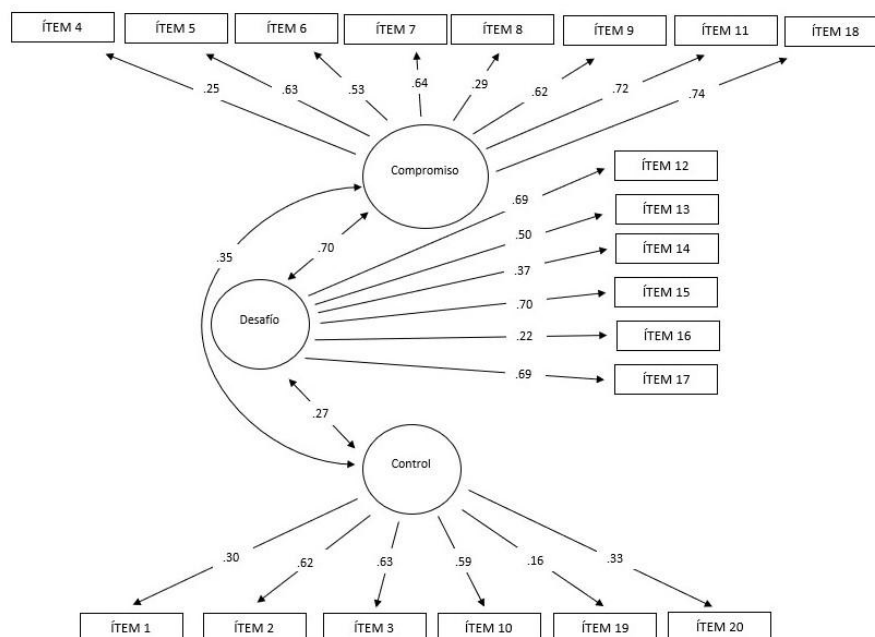


Figura 1. Análisis Factorial Confirmatorio del Índice de Resistencia Familiar (FHI)

Tabla 4. Correlaciones entre las dimensiones del FHI y las del BSI-18

	Somatización	Ansiedad	Depresión	Pánico
Compromiso	-.138**	-.146**	-.263**	-.142**
Confianza	-.311**	-.300**	-.408**	-.371**
Desafío	-.110**	-.107*	-.228**	-.088*

Nota. ** $p < .001$; * $p < .05$

Tabla 5. Índices de ajuste global para la medición de la invarianza del FHI en padres y madres (muestra reducida)

	X ²	gl	p	CFI	ΔCFI	RMSEA	ΔRMSEA
Madres-Padres							
M1. Invarianza configural	93.026	148	-	.962	-	.033	-
M2. Invarianza métrica	137.387	159	.422	.923	.039	.046	.012
M3. Invarianza escalar	150.322	170	.570	.909	.013	.046	.002

Nota. χ^2 =ji-cuadrado; gl=grados de libertad; p=probabilidad; CFI=Índice de Ajuste Comparativo; ΔCFI=Diferencia en los valores del CFI; RMSEA=Error de Aproximación Cuadrático Medio; ΔRMSEA=Diferencia en los valores del RMSEA.

madres. En cambio, la diferencia entre el M1 y el M2 (invarianza métrica), y entre el M2 y el M3 (invarianza escalar) no cumplieron con el criterio del ΔCFI, cuyo valor en ambos casos fue superior a .01. La falta de invarianza a este nivel no permitió seguir analizando el resto de invarianzas (residual y de la estructura de medias).

Discusión

El presente estudio se centró en analizar la estructura, propiedades psicométricas, e invarianza en función del género de la versión española del Índice de Resistencia Familiar (FHI). El resultado fue el desarrollo de un instrumento válido y fiable

de 14 ítems, estructurado en tres dimensiones: Compromiso, Confianza, y Desafío. Se asume la invarianza configural entre padres y madres. Esta escala constituye el primer instrumento para el estudio de la Resistencia Familiar en versión española (FHI-VE).

En primer lugar, haciendo referencia a la estructura, es importante señalar que no corresponde a la versión original. Inicialmente, el estudio partió de la versión de cuatro dimensiones, al ser apoyada por la investigación más reciente frente a la versión tridimensional (Persson et al., 2016). No obstante, en el presente estudio se prescindió de la escala Control, ya que desde el comienzo se encontraron dificultades estadísticas

con uno de sus ítems, afectando a su composición (Frías-Navarro, 2022). Asimismo, se comprobó que, tras la eliminación de la subescala al completo, mejoraba la fiabilidad total del instrumento. Este resultado, además, es coherente con los hallazgos de autores/as anteriores (Cunha et al., 2016; Persson et al., 2016). De hecho, en la versión sueca, se eliminaron algunos ítems de esta subescala e incluso la subescala completa demostrando un incremento en la fiabilidad del instrumento. Los mismos resultados fueron encontrados en el presente estudio. Por estos motivos, podría ser necesario revisar la composición y el contenido de esta subescala. De hecho, siguiendo el argumento de Persson et al. (2016) quizá las diferencias culturales puedan dificultar la distinción entre dimensiones (por ejemplo, entre Confianza y el Control, o entre Compromiso y Control). Por tanto, podría resultar necesaria la revisión de la redacción o bien la incorporación de nuevos ítems más específicos para esta dimensión. Esto mismo podría estar sucediendo en el caso de los ítems 4 (“A la larga, las cosas malas que nos ocurren son por las buenas”) y 6 (“Es mejor quedarnos en casa juntos que salir y participar en otras actividades con particulares”), ya que son los que presentaron cargas factoriales por debajo de .30. Ambos pertenecen a la escala Compromiso, pero su contenido podría interpretarse más como pertenecientes a la escala Control y Confianza, respectivamente. En cuanto al resto de los ítems, en la versión final del cuestionario todos ellos obtuvieron cargas factoriales elevadas (cerca de .70) y fueron en la dirección esperada, mostrando su representatividad respecto al constructo al que pertenecen (Ventura, 2020).

Así, los resultados han arrojado una estructura fiable y válida para su empleo en población española, al menos para una muestra normalizada. Queda para posteriores estudios comprobar su idoneidad en muestras con diferentes características, lo cual resultó evidente tras la profundización en las respuestas a los ítems. Es decir, se pudo observar la tendencia en las respuestas hacia las puntuaciones alejadas de la media y más concretamente hacia el extremo superior, lo que indica de que los ítems no siguen los criterios de una distribución normal. Si bien esto es coherente con el “efecto techo” mencionado por Persson et al. (2016), estos resultados podrían

deberse a las características sociodemográficas de la muestra. En este caso, la mayoría de los padres/madres eran caucásicos/as, con estudios superiores, y con situación laboral activa, lo que puede traducirse en la pertenencia a un contexto socioeconómico, cultural, y educacional de clase media-alta. Dada la gran homogeneidad de la muestra, sería interesante revisar si esta tendencia se mantiene en familias con características sociodemográficas diferentes, tanto españolas, como en este estudio, como a nivel internacional de habla hispana. Al margen de este efecto, las medias, desviaciones estándar, y los índices de correlación ítem-subescala fueron adecuados.

En lo que respecta a la fiabilidad, el valor de Alfa total obtenido en este estudio fue superior al de todas las versiones previas ($\alpha=.83$). McCubbin et al. (1986) y Persson et al. (2016) obtuvieron un Alfa de .82, Cunha et al. (2016) de .76, y Liu et al. (2014) de .80. En cuanto a las dimensiones, los autores/as originales obtuvieron valores de $\alpha=.81$, .80, y .65 para las dimensiones de Compromiso, Desafío, y Control, respectivamente. Sin embargo, no existen datos específicos para cada subescala de la versión original de cuatro dimensiones (McCubbin et al., 1986). Por su parte, Persson et al. (2016), que sí reportaron datos de la versión de cuatro dimensiones (Compromiso, Desafío, Control, y Confianza), mostraron Alfas de .88, .70, .17, y .71 respectivamente, y alegaron una mayor consistencia interna de esta versión frente a la tridimensional. Liu et al. (2014), en cambio, no reportaron datos de la fiabilidad por subescala. Y, por último, Cunha et al. (2016), en la versión de tres dimensiones, observaron una fiabilidad de $\alpha=.73$ para el Compromiso, $\alpha=.71$ para el Desafío, y $\alpha=.38$ para el Control.

En cuanto a la validez concurrente, los datos apoyaron la hipótesis planteada sobre la relación entre las dimensiones del BSI-18 y las del FHI. Es decir, tal y como se esperaba, las familias que se perciben unidas y capaces de adaptarse y enfrentar las situaciones adversas, que son capaces de planificar en conjunto de cara al futuro, que perciben la vida con interés y sentido, y que valoran el cambio como algo positivo y beneficioso, presentan menos síntomas de ansiedad, depresión, somatización, y miedo o pánico (Kowalski & Schermer, 2019; Ng y Lee, 2020). Estos resultados apoyan el planteamiento de que la resistencia

familiar puede ser un recurso potencialmente beneficioso ante los efectos nocivos del estrés y un indicador de la adaptación familiar (Caples et al., 2018; Shin et al., 2018).

Por último, respecto a la invarianza del FHI, únicamente se cumplió la invarianza configural, lo que quiere decir que los padres y las madres comparten la misma definición y comprenden de la misma forma el concepto de resistencia familiar. En cambio, los padres y las madres varían en la interpretación de los ítems (invarianza métrica) y de las subescalas (invarianza escalar) del cuestionario (Schmitt & Kuljanin, 2008; Putnick & Bornstein, 2016). Cabe mencionar que no se trata tanto de una diferencia real en el constructo que se está midiendo, sino en la forma de interpretar los ítems en ambos grupos (Gregorich, 2006). En este sentido, algunos ítems parecen ser más relevantes para un grupo que para el otro y, además, las puntuaciones registradas son significativamente superiores o inferiores en uno frente al otro (Split et al., 2012). Esta interpretación diferencial entre hombres y mujeres (Millsap & Kwok, 2004) podría guardar relación, por una parte, con los roles de género. Si bien es cierto que la sociedad ha sufrido avances en cuanto a la distribución e implicación de los progenitores en las tareas del hogar, todavía existe un cierto desequilibrio por el que la mujer tiende a asumir en mayor medida la responsabilidad de cuestiones familiares como el cuidado del hogar y/o de los hijos/as (Phares et al., 2008; Uthede et al., 2022). Así, esta mayor implicación puede asociarse con mayores niveles de estrés y preocupación a la hora de enfrentar dificultades o desafíos (Collins, 2020; Dean et al., 2022). Por tanto, no es de extrañar que la percepción del afrontamiento o resistencia como unidad familiar en situaciones de adversidad, la capacidad de control, el apoyo percibido por el resto de miembros, y el impacto de las consecuencias, se perciban de forma diferente en los padres y las madres. Por otra parte, también podría deberse al tamaño de la muestra, ya que al haber realizado el análisis equiparando ambos grupos, se obtuvo un número de participantes muy reducido en base a los estándares recomendados (Costa et al., 2015). Por tanto, parece conveniente seguir profundizando en la invarianza con muestras mayores y más representativas, y tratar estos hallazgos con cautela.

Tras todo lo mencionado, en este estudio se pueden observar varias limitaciones. En primer lugar, se ha llevado a cabo exclusivamente con progenitores de diferentes diadas, por lo que las puntuaciones obtenidas reflejan su percepción individual sobre la capacidad de resistencia familiar. Esto podría justificarse dado que el FHI es un cuestionario de respuesta individual a pesar de medir un constructo familiar (McCubbin et al., 1986; Persson et al., 2016), pero sería importante seguir profundizando en las evaluaciones diádicas o familiares teniendo en cuenta las respuestas de varios miembros de la familia. Además, sería interesante en posteriores estudios analizar la resistencia familiar a través de las diferentes etapas del ciclo vital familiar, para ver cómo perciben los progenitores su capacidad para hacer frente a las demandas correspondientes a cada una.

Asimismo, no hay un equilibrio respecto al género de los/las participantes, siendo muy superior el número de madres frente al de padres. Si bien esta desproporción refleja la participación desigual de los progenitores en tareas, estudios, y evaluaciones relacionadas con la vida familiar y de los hijos/as (Frank et al., 2015; Parent et al., 2017), es de suma importancia fomentar la participación de los hombres (Cabrera et al., 2016), a fin de poder profundizar en las diferencias de género al medir constructos comunes a la unidad familiar, como la resistencia familiar.

Por otro lado, como ya se ha mencionado, existen limitaciones en la homogeneidad de la muestra, que pueden atentar contra su representatividad, dificultando la generalización de los datos. Por este motivo, podría resultar interesante que futuras investigaciones repliquen el estudio del FHI con poblaciones que tengan mayor diversidad de características sociodemográficas (nivel socioeconómico, etnia, etc.) (Bornstein et al., 2013), y también en contexto clínico, ya que este instrumento ha sido y es utilizado mayoritariamente con familias en situación de enfermedad grave y/o crónica de alguno de sus miembros (Caples et al., 2018; Cunha et al., 2016; Gugliandolo et al., 2022; Liu et al., 2014; McCubbin et al., 1986; Peng et al., 2021; Shin et al., 2019).

Además de las limitaciones respecto a la muestra, cabe destacar que en el presente estudio se utilizaron criterios para la bondad de ajuste que,

si bien siguen estando aceptados (Bentler, 1990; Bollen, 1989; Brown, 2006), permiten una mayor flexibilidad y la inclusión de puntuaciones menores al aceptar el ajuste del modelo.

Por último, cabe destacar que en la versión original de McCubbin et al. (1986) únicamente se reportaron resultados globales de la fiabilidad y validez tanto del FHI como de las subescalas, pero no de los Análisis Factoriales (Persson et al., 2016). Por tanto, aunque se han obtenido resultados similares respecto a la consistencia interna, se dificulta hacer una comparación detallada entre la estructura factorial de la versión española y la original. Además, existen diferencias también respecto a las otras versiones del FHI. En primer lugar, en lo que a la dimensionalidad del cuestionario se refiere, ya que, excepto en Suecia, los demás autores/as utilizaron la versión de tres dimensiones. Y, en segundo lugar, respecto a la muestra, considerando que todos han sido desarrollados en contexto clínico (con familiares o personas con patologías graves y/o crónicas) (Cunha et al., 2016; Liu et al., 2014; Persson et al., 2016).

En definitiva, debido a la creciente atención en los recursos de la familia, es importante que existan herramientas de evaluación sólidas, válidas, y fiables que midan constructos como la resistencia familiar en diferentes contextos y poblaciones. Este estudio ha sido pionero en la validación del FHI en familias españolas, y ha permitido contar con un instrumento para su utilización en el estudio y análisis del funcionamiento familiar (Caples et al., 2018), así como considerarse en intervenciones dirigidas al afrontamiento del estrés familiar y a los recursos de adaptación de las familias (Cunha et al., 2016; McCubbin et al., 1986; Shin et al., 2019). Se trata, además, de una herramienta de fácil administración, incrementando su utilidad para el screening con muestras amplias y en contextos en los que no exista posibilidad o resulte complicado llevar a cabo procesos de entrevista más profundos (Gordo et al., 2019). Sin embargo, a pesar de que los resultados apoyan la adecuación del FHI, se recomienda seguir explorando la aplicabilidad de la versión española con diferentes miembros y distintos tipos de familias, para poder revisar algunos de sus ítems y su estructura, y mejorar así su consistencia interna.

Referencias

- Alavi, M., Visentin, D. C., Thapa, D. K., Hunt, G. E., Watson, R., & Cleary, M. (2020). Chi-square for model fit in confirmatory factor analysis. *Journal of Advanced Nursing*, 76(9), 2209-2211.
<https://dx.doi.org/10.1111/jan.14399>
- Altinsoy, F., & Aypay, A. (2023). A post-traumatic growth model: Psychological hardiness, happiness-increasing strategies, and problem-focused coping. *Current Psychology*, 42, 2208-2220.
<https://doi.org/10.1007/s12144-021-02466-0>
- Andreu, Y., Galdón, M. J., Dura, E., Ferrando, M., Murgui, S., García, A., & Ibáñez, E. (2008). Psychometric properties of the Brief Symptoms Inventory-18 (BSI-18) in a Spanish sample of outpatients with psychiatric disorders. *Psicothema*, 20(4), 844-850.
Recuperado de:
<https://reunido.uniovi.es/index.php/PST/article/view/8740>
- Bartone, P. T. (1991). *Development and validation of a short hardiness measure*. American Psychological Society Annual Convention.
Recuperado de
https://www.researchgate.net/profile/Paul-Bartone/publication/240628739_Development_and_Validation_of_a_Short_Hardiness_Measure/links/00b495342cf34d9d74000000/Development-and-Validation-of-a-Short-Hardiness-Measure.pdf
- Bartone, P. T., & Bowles, S. V. (2021). Hardiness predicts post-traumatic growth and well-being in severely wounded servicemen and their spouses. *Military Medicine*, 186(5-6), 500-504. <https://doi.org/10.1093/milmed/usaa250>
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246.
<https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equation with latent variables*. Wiley.
- Bornstein, M. H., Jager, J., & Putnick, D.L. (2013). Sampling in developmental science: Situations, shortcomings, solutions, and standards. *Developmental Review*, 33, 357-370.
<http://dx.doi.org/10.1016/j.dr.2013.08.003>

- Cabrera, N. J., Volling, B. L., & Barr, R. (2016). Fathers are parents, too! Widening the lens on parenting for children's development. *Child Development Perspectives*, 12(3), 152-157. <https://doi.org/10.1111/cdep.12275>
- Caples, M., Martin, A. M., Dalton, C., Marsh, L., Savage, E., Knafl, G., & Van Riper, M. (2018). Adaptation and resilience in families of individuals with down syndrome living in Ireland. *British Journal of Learning Disabilities*, 46(3), 146-154. <https://doi.org/10.1111/bld.12231>
- Cha, E.S., Kim, K. H., & Erlen, J. A. (2007). Translation of scales in cross-cultural research: Issues and techniques. *Journal of Advanced Nursing*, 58(4), 386-395. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2648.2007.04242.x>
- Chuning, A. E., Durham, M. R., Killgore, W. D. S., & Smith, R. (2024). Psychological resilience and hardiness as protective factors in the relationship between depression/anxiety and well-being: Exploratory and confirmatory evidence. *Personality and Individual Differences*, 225. <https://doi-org.proxy-oceano.deusto.es/10.1016/j.paid.2024.112664>
- Collins, C. (2020). Is maternal guilt a cross-national experience? *Qualitative Sociology*, 44, 1-29. <https://doi.org/10.1007/s11133-020-09451-2>
- Costa, D. S. J., Aaronson, N. K., Fayers, P. M., Pallant, J. F., Velikova, G., & King, M. T. (2015). Testing the measurement invariance of the EORTC QLQ-C30 across primary cancer sites using multi-group confirmatory factor analysis. *Quality of Life Research*, 24, 125-133. <https://doi.org/10.1007/s11136-014-0799-0>
- Cunha, A. I. (2011). *Histórias e trajetórias de adaptação e resiliência familiar na docência crônica pediátrica*. Dissertação de Doutoramento não publicada. Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação. Universidade de Coimbra. Recuperado de <http://hdl.handle.net/10316/20310>
- Cunha, A. I., Major, S., & Relvas, A. P. (2016). Family Hardiness Index (FHI). En Relvas, A.P., y Major, S. (Eds.). *Avaliação Familiar: Vulnerabilidade, stress e adaptação. Vol. II*. Impresa da Universidade de Coimbra. https://doi.org/10.14195/978-989-26-1268-3_3
- Dean, L., Churchill, B., & Ruppanner, L. (2022). The mental load: Building a deeper theoretical understanding of how cognitive and emotional labor overload women and mothers. *Community, Work, and Family*, 25(1), 13-29. <https://doi.org/10.1080/13668803.2021.2002813>
- Eisenbarth, C. A. (2019). Coping with stress: Gender differences among college students. *College Student Journal*, 53(2), 151-162.
- Eschleman, K. J., Bowling, N. A., & Alarcon, G. M. (2010). A meta-analytic examination of hardiness. *International Journal of Stress Management*, 17(4), 277-307. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/a0020476>
- Fan, X., & Sivo, S.A. (2009). Using Δ goodness-of-Fit indexes in assessing mean structure invariance. *Structural Equation Modelling*, 16, 54-69. <https://doi.org/10.1080/10705510802561311>
- Flora, D. B., & Curran, P. J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory analysis with ordinal data. *Psychological Methods*, 9(4), 466-491. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.4.466>
- Frank, T. J., Keown, L. J., Dittman, C. K., & Sanders, M. R. (2015). Using father preference data to increase father engagement in evidence-based programs. *Journal of Child and Family Studies*, 24, 937-945. <https://doi.org/10.1007/s10826-014-9904-9>
- Frías-Navarro, D. (2022). *Apuntes de estimación de la fiabilidad de consistencia interna de los ítems de un instrumento de medida*. Universidad de Valencia. Recuperado de: <https://www.uv.es/friasnav/AlfaCronbach.pdf>
- García-Mendez., Rivera-Aragón, S., Reyes-Lagunes, I., & Díaz-Loving, R. (2006). Construcción de una escala de funcionamiento familiar. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e e Avaliação Psicológica*, 22(2), 91-110.
- Gordo, L., Iriarte-Elejalde, L., & Martínez-Pampliega, A. (2019). Versión española del Cuestionario de Función Reflexiva Parental (CFRP-18). *Revista Iberoamericana de*

- Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 2(55), 6-17
<https://doi.org/10.21865/RIDEP55.2.01>
- Greeff, A. P., & Van der Walt, K. J. (2010). Resilience in families with an autistic child. *Education and Training in Autism and Developmental Disabilities*, 45 (3), 347-355.
- Gregorich, S. E. (2006). Do self-report instruments allow meaningful comparison across diverse population groups? Testing measurement invariance using the Confirmatory Factor Analysis framework. *Medical Care*, 44(11 Suppl. 3), 78-94.
<https://doi.org/10.1097%2F01.mlr.0000245454.12228.8f>
- Gugliandolo, M. C., Liga, F., Larcan, R., & Cuzzocrea, F. (2022). Parents of children with developmental disorders: Family hardiness and resilience. *Journal of Intellectual and Developmental Disability*, 48(3), 334-339.
<https://doi.org/10.3109/13668250.2022.2079056>
- Hackbarth, M., Pavkov, T., Wetchler, J., & Flannery, M. (2012). Natural disasters: An assessment of family resiliency following hurricane katrina. *Journal of Marital and Family Therapy*, 38(2), 340-351.
<https://doi.org/10.1111/j.1752-0606.2011.00227.x>
- Khodabakhshi-Koolae, A. (2019). Comparison of psychological hardiness and resiliency of employed and unemployed female-headed household. *Journal of Client-Centered Nursing Care*, 6(1), 7-12.
<https://doi.org/10.32598/JCCNC.6.1.33.7>
- Kline, R.B. (2005). *Principles and practice of structural equation modelling* (2nd ed.). The Guilford Press.
- Kobasa, S. (1979). Stressful life events, personality, and health: An inquiry into hardiness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37(1), 1-11.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.37.1.1>
- Kowalski, C. M., & Schermer, J. A. (2019). Hardiness, perseverative cognition, anxiety, and health-related outcomes: A case for and against psychological hardiness. *Psychological Reports*, 122(6), 2096-2118.
<https://doi.org/10.1177/0033294118800444>
- Liu, Y., Yang, J. Q., Ye, B. L., Shen, Q., Zhu, J. M., & Chen, M. Q. (2014). Reliability and validity of the Chinese version of Family Hardiness Index. *Journal of Nursing Administration*, 14(11), 770-772.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 50(3), 1151-1169.
<http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Mardia, K. V. (1976). Linear-circular correlation coefficients and rhythmometry. *Biometrika*, 63, 403-405.
<https://api.semanticscholar.org/CorpusID:119994308>
- Maddi, S. R. (1997). Personal Views Survey II: A measure of dispositional hardiness. En Zalaquett, C. P., y Woods, R. J. (Eds.). *Evaluating stress: A book of resources* (pp. 293-310). University Press.
- McCubbin, M. A. McCubbin, H. I., & Thompson, A. I. (1986). Family Hardiness Index (FHI). En McCubbin, H. I., Thompson, A. I., y McCubbin, M. A. (Eds.). *Family assessment: Resiliency, coping and adaptation – Inventories for research and practice*, (pp. 239-305). University of Wisconsin Publishers.
- McCubbin, H. I., & McCubbin, M. A. (1988). Typologies of resilient families: Emerging roles of social class and ethnicity. *Family Relations*, 37, 247-254.
<https://doi.org/10.2307/584557>
- Millsap, R. E., & Kwok, O. (2004). Evaluating the impact of partial factorial invariance on selection in two populations. *Psychological Methods*, 9, 93-115.
<https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.1.93>
- Nasser, O. D. (2019). The number of years in displacement and gender as mediating factors of the relation between ways of confronting psychological stresses and psychological hardiness. *European Scientific Journal*, 15(25), 239-261.
<http://doi.org/10.19044/esj.2019.v15n25p239>
- Ng, S. M., & Lee, T. M. C. (2020). The mediating role of hardiness in the relationship between perceived loneliness and depressive symptoms among older. *Aging and Mental Health*, 24(5), 805-810.

- <https://doi.org/10.1080/13607863.2018.1550629>
- Nia, H. S., Froelicher, E. S., Hosseini, L., & Farahani, M. A. (2022). Evaluation of psychometric properties of Hardiness Scales: A systematic review. *Frontiers in Psychology*, 13. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.840187>
- Parent, J., Forehand, R., Pomerantz, H., Peisch, V., & Seehuus, M. (2017). Father participation in child psychopathology research. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 45(7), 1259-1270. <https://doi.org/10.1007%2Fs10802-016-0254-5>
- Peng, Y., Wang, J., Sun, G., & Liu, S. (2021). Family hardiness in patients with heart failure: Exploring protective factors and identifying the mediator. *Psychology Research and Behavior Management*, 14, 355-364. <https://doi.org/10.2147%2FPRBM.S301765>
- Persson, C., Benzein, E., & Årestedt, K. (2016). Assessing family resources: Validation of the Swedish version of the Family Hardiness Index. *Scandinavian Journal of Caring Sciences*, 30(4), 845-855. <https://doi.org/10.1111/scs.12313>
- Phares, V., Fields, S., & Kamboukos, D. (2008). Fathers' and mothers' involvement with their adolescents. *Journal of Child and Family Studies*, 18, 1-9. <https://doi.org/10.1007/s10826-008-9200-7>
- Pollock, S. (1986). Adaptation to stress. *Texas Nursing*, 58, 101-110.
- 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>
- Reiter, M. D. (2019). Systems theory. En Reiter, M.D. (Ed.). *Substance Abuse and the Family* (pp.240-259). Routledge.
- Reknes, I., Harris, A., & Einarsen, S. (2022). The role of hardiness in the bullying-mental health relationship. *Occupational Medicine*, 68(1), 64-66. <https://doi.org/10.1093/occmed/kqx183>
- Rukaj, J. S. (2020). *Examining family stress, family hardiness, help seeking attitudes, and psychological distress in Albanian Americans*. [Tesis Doctoral]. University of Saint Elizabeth.
- Salehian, M. H., & Sarvari, S. (2021). The relationship between psychological hardiness and resilience and its role in the actual well-being of mothers with handicapped children. *Journal of Psychopathology*, 27, 163-169. <http://doi.org/10.36148/2284-0249-427>
- Sánchez, D., & Robles, M.A. (2014). Escala de Resiliencia 14 ítems (RS-14): Propiedades psicométricas de la versión en español. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 2(40), 103-113.
- Schmitt, N., & Kuljanin, G. (2008). Measurement invariance: Review of practice and implications. *Human Resource Management Review*, 18(49), 210-222. <https://doi.org/10.1016/j.hrmr.2008.03.003>
- Shin, J. Y., Steger, M. F., Sin, D. W., Kim, S. Y., Yang, H. K., Cho, J., Jeong, A., Park, K., Kweon, S. S., & Park, J. H. (2019). Patient-family communication mediates the relation between family hardiness and caregiver positivity: Exploring the moderating role of caregiver depression and anxiety. *Journal of Psychosocial Oncology*, 37(5), 557-572. <https://doi.org/10.1080/07347332.2019.1566808>
- Split, J. L., Koomen, H. M. Y., & Jak, S. (2012). Are boys better off with male and girls with female teachers? A multilevel investigation of measurement invariance and gender match in teacher-student relationship quality. *Journal of School Psychology*, 50(3), 363-378. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2011.12.002>
- Streiner, D., & Norman, G. (2014). *Health measurement scales: A practical guide to their development and use*. Oxford University Press.
- Tavakol, M., & Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's Alpha. *International Journal of Medical Education*, 2, 53-55. <https://doi.org/10.5116%2Fijme.4dfb.8dfd>
- Teo, T., Tsai, L. T., & Yang, C. C. (2013). *Applying structural equation modelling (SEM) in educational research: An introduction*. Sense Publishers.
- Trizano-Hermosilla, I., & Alvarado, J.M. (2016). Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: Congeneric and asymmetrical measurements. *Frontiers in Psychology*, 7, 769. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00769>

- Uthede, S., Nilsson, I., Wagman, P., Håkansson, C., & Farias, L. (2023). Occupational balance in parents of pre-school children: Potential differences between mothers and fathers. *Scandinavian Journal of Occupational Therapy*, 30(8), 1199-1208.
<https://doi.org/10.1080/11038128.2022.2046154>
- Ventura, J. (2020). Dos formas fáciles de interpretar las famosas cargas factoriales. *Gaceta Sanitaria*, 33(6), 598-600.
<https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2019.04.002>
- Ventura, J., Caycho, T., & Domínguez, S. (2019). Invarianza factorial según sexo de la Basic Empathy Scale abreviada en adolescentes peruanos. *Psykhē*, 28(2), 1-11.
<https://doi.org/10.7764/psykhe>