



Escritos de Psicología - Psychological Writings
ISSN: 1138-2635
comitederedaccion@escritosdepsicologia.es
Universidad de Málaga
España

González Sala, Francisco; Gimeno Collado, Adelina; Meléndez Moral, Juan Carlos; Córdoba Iniesta, Ana

La percepción de la funcionalidad familiar. Confirmación de su estructura bifactorial
Escritos de Psicología - Psychological Writings, vol. 5, núm. 1, enero-abril, 2012, pp. 34-39
Universidad de Málaga
Málaga, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=271024366005>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

La percepción de la funcionalidad familiar. Confirmación de su estructura bifactorial

The perception of the family functionality. Confirmation of its bifactorial structure

Francisco González Sala, Adelina Gimeno Collado, Juan Carlos Meléndez Moral,
Ana Córdoba Iniesta

Departamento de Psicología Evolutiva y de la Educación. Facultad de Psicología, Universidad de Valencia, España.

Disponible online 30 de abril de 2012

Es necesario crear instrumentos válidos, fiables y de fácil aplicación para evaluar la funcionalidad familiar. En el presente estudio se confirma la estructura bifactorial de una Escala de Funcionalidad familiar de 23 ítems aportando índices de fiabilidad y validez externa en una muestra de 185 familias con hijos adolescentes. Se analiza la discrepancia parental, y se presentan los estadísticos descriptivos de esta variable en las dimensiones que constituyen la escala: Facilitador y Perturbador. El instrumento es útil para valorar la funcionalidad y para calcular la discrepancia parental en la percepción de la vida familiar, que es también un indicador de funcionalidad.

Palabras Clave: Funcionalidad Familiar; Discrepancia Parental; Escala de Valoración Familiar.

Valid, reliable and easy-to-use instruments are required for the assessment of family functionality. The present study confirms the two-factor structure of a 23-item family Functionality Scale, providing indices of reliability and external validity in a sample of 185 families with teenage children. Parent discrepancy is analyzed, and the statistical descriptors of this variable are presented in the two dimensions that constitute the scale: Facilitator and Disturber. The instrument is useful for assessing functionality and for calculating parental discrepancy in the perception of family life, which is also an indicator of functionality.

Keywords: Family Functionality; Parental Discrepancy; Family Rating Scale.

Correspondencia: Francisco González Sala. Departamento de Psicología Evolutiva y de la Educación. Facultad de Psicología, Universidad de Valencia. Avda. Blasco Ibáñez, 21, Valencia, España. E-mail: Francisco.Gonzalez-Sala@uv.es. E-mail de los otros autores: Adelina Gimeno Collado: adelina.gimeno@uv.es, Juan Carlos Meléndez Moral: melendez@uv.es, Ana Córdoba Iniesta: ana.cordoba@uv.es.

Familias funcionales son aquellas capaces de crear un entorno que facilite el desarrollo personal de sus miembros, son familias que en general no sufren crisis ni trastornos psicológicos graves. La funcionalidad aparece asociada a diferentes características del sistema familiar: niveles de cohesión, flexibilidad, comunicación, estrés, conflictos, emociones, vínculos, etc., que la literatura especializada ha valorado con diferentes instrumentos cuantitativos y cualitativos (Beavers y Hampson, 1995; Moos, Moos y Trickett, 1989; Olson, 1991). Otra de las características que aparece asociada a las familias funcionales es el bajo grado de discrepancia mostrado entre sus miembros al percibir la vida familiar; altos grados de discrepancia que puede existir entre los propios padres, o bien entre éstos y sus hijos, por el contrario, aparecen asociados a problemas en el desarrollo personal y social de los miembros de la familia (Caprara, Regalia, Scabini, Barbaranelli y Bandura, 2004).

La discrepancia no es un valor constante, sino que cambia a lo largo del ciclo familiar, siendo frecuente que se incremente cuando llega la adolescencia, por lo que, aunque puede ir asociada a conflictos considerados normativos, no toda discrepancia ha de implicar disfuncionalidad (Gimeno, Córdoba, Meléndez y Cerviño, 2004; Sourander *et al.*, 2006). Autores como Falicov (1991), Fuhrman y Holmbeck (1995) y Wynne (1991) consideran que unos niveles de conflicto moderado pueden ser positivos en el desarrollo psicosocial de los adolescentes. Zani y Cicognani (1999) sugieren que el conflicto moderado entre padres y adolescentes indica una renegociación del rol que el adolescente ocupa en la familia.

En el caso de la adolescencia, periodo cuando mayor es la discrepancia entre padres e hijos, estas diferencias en la percepción de la vida familiar se asocian a una reestructuración en la organización familiar, de sus normas, de sus roles y de sus relaciones, lo que pone a prueba la capacidad de negociación de la familia y la flexibilidad del sistema, y puede ser un estímulo para lograr nuevos estilos de relación más maduros que redunden en beneficio del desarrollo personal de los miembros de la familia. Para Alonso (2006) los hijos demandan mucha autonomía al inicio de la adolescencia, lo que incrementa la discrepancia entre padres e hijos.

Por otra parte, la discrepancia entre los padres guarda relación con el desarrollo personal de los hijos (Mestre, Samper y Pérez-Delgado, 2001; Wynne, 1991). No obstante, Bellido (2009) apunta una relación directa entre conductas agresivas en los niños y diferentes factores familiares, entre ellos, la discrepancia educativa entre los padres.

En consecuencia, valorar la discrepancia familiar, puede resultar útil como indicador global de funcionalidad, aunque posteriormente se recurría a otros instrumentos que permitan un diagnóstico diferencial y orientado a una valoración e intervención más específicas (Cusinato, 1992; Jacob, 1987; Pick de Weiss, 1986; Skinner, 1987). Obviamente para tal tarea es necesario conocer los niveles de discrepancia que se consideran normales para cada etapa, lo que requiere abordar este tema desde

una perspectiva evolutiva. Se quiere igualmente diferenciar si se trata de una discrepancia parental o paterno-filial.

Si la discrepancia se basa en la percepción individual, es necesario fundamentar que esta percepción individual es una variable relevante para la investigación científica. En psicología familiar la importancia atribuida a las percepciones individuales cobra auge con los modelos cognitivos y/o constructivistas, que retoman el estudio de la subjetividad humana y la consideran, más que los hechos en sí, el verdadero desencadenante de conductas y estados de ánimo. Esta relevancia de lo subjetivo es asumida también por el modelo sistémico; basta recordar una de las máximas sistémicas aplicada a la familia: "el mapa no es el territorio" que tanto se ha popularizado en los estudios sistémicos (Bateson, 1972). Igualmente, el interaccionismo simbólico resalta la importancia en las relaciones humanas, de las percepciones y significados que atribuimos a los comportamientos de los demás y a los propios. Citemos como representativos de este enfoque a Lavee, McCubbin y Olson (1987) para quienes conocer las percepciones de cada miembro de la familia enriquece la evaluación y permite conocer mejor la dinámica familiar.

Si queremos demostrar los niveles de funcionalidad familiar y sus cambios a lo largo de la etapa con hijos adolescentes, necesitamos instrumentos válidos y fiables, pero también instrumentos de fácil y rápida aplicación que nos permitan recabar datos de amplias muestras, ya que el objetivo de la investigación en estos casos es describir la vida familiar normalizada y no la intervención clínica. Estos estudios aportan resultados de mayor generalizabilidad y nos permiten utilizar pruebas paramétricas más potentes (Schlippe y Schweitzer, 2003). Además, si se trata de comparar percepciones de dos muestras distintas, en este trabajo de padres y madres resulta fundamental que el instrumento ofrezca una estructura factorial análoga, sin la cual las comparaciones que se lleven a cabo estarían faltas de rigor.

Otra cuestión relevante es la que se refiere al contenido temático de la escala, centrada en la percepción de cohesión, cooperación, comunicación y conflictos familiares, que son dimensiones avaladas por gran número de investigaciones y que han sido valoradas con instrumentos de distintos tipos, desde estudios de casos y entrevistas a escalas de valoración. Son dimensiones de tipo interactivo, y que aparecen en gran número de trabajos de orientación sistémica (Beavers y Hampson, 1995; Bell, Rychener y Munich, 2001; Jacob 1987).

De este modo y como objetivo general, planteamos analizar la validez factorial y externa de la escala de "Funcionalidad familiar y Dificultades intrafamiliares" desarrollada por Gimeno *et al.* (2004) y Gimeno, Córdoba, Meléndez y Cerviño (2004), escala que permite conocer los niveles de discrepancia en las percepciones que tienen los progenitores acerca de la vida familiar, estableciéndose como objetivos específicos: 1) analizar la estructura factorial de la escala, para demostrar que se mantiene tanto en el grupo total como diferenciando entre padres y madres, y confirmar, con una segunda muestra, la

estructura factorial inicial; 2) aportar cuál es el nivel de discrepancia parental en familias funcionales con hijos adolescentes.

Método

Participantes

La muestra del estudio fue de 395 familias que para el desarrollo de los objetivos se dividieron en dos grupos. El primer grupo estaba compuesto por un total de 185 familias, que fue el que se utilizó para los análisis factoriales exploratorios; el segundo grupo, formado por 210 familias fue el que se utilizó para confirmar la estructura factorial inicial. Todas las familias eran nucleares completas, con una duración del matrimonio que oscilaba entre 15 y 25 años, y tenían al menos un hijo adolescente con edades comprendidas entre 12 y 18 años. Las familias fueron elegidas al azar de un total de 798, todas ellas vecinas de la ciudad de Valencia (España) y de su área metropolitana. Además, y como criterio de inclusión, se estableció que las familias seleccionadas se consideraran normalizadas, es decir, no plateaban ninguna problemática especial en el momento de aplicación de la prueba, ni tampoco en los dos años anteriores a la misma.

El estudio se centró en los progenitores, cuyas edades estaban comprendidas entre los 34 y los 64 años, en el caso de las madres, y entre los 36 y los 68 años, en el caso de los padres. Respecto al nivel de estudios, en el caso de las madres el 65% tenían estudios primarios, el 20% estudios medios y un 15% estudios universitarios; en el caso de los padres, el 54.5% tenían estudios primarios, el 21.1% medios y el 19.4% estudios universitarios y un 5% no responde.

Procedimiento

Las escalas fueron aplicadas por diez colaboradores, especialmente formados para esta tarea. Los protocolos fueron cumplimentados en el domicilio familiar en una única sesión de unos 30 minutos de duración. En primer lugar, se tuvo con cada familia una breve conversación para explicarles los objetivos del trabajo así como la confidencialidad de los resultados individuales. Posteriormente, se les formularon dos preguntas abiertas acerca de las dificultades y recursos con que se encuentran las familias en la actualidad, considerando estas tareas como reactivos para facilitar su cooperación y establecer una confianza básica. Tras un intervalo de aproximadamente 10 minutos para lograr el clima adecuado, los participantes respondieron a la escala de forma individual, evitando que intercambiaron opiniones en el momento de responder.

Instrumentos

La Escala de Competencia Familiar (ECF) de Gimeno, Cerviño, Meléndez y Córdoba (2003) consta de 23 ítems cuyos contenidos se refieren a los factores de comunicación y cooperación entre los familiares, dimensiones de tipo relacional que resultan buenos indicadores de funcionalidad familiar (Beavers y Hampson, 1995; Jacob, 1987), y que explica un 71% de la

varianza total. En un trabajo posterior los autores informan de una alfa estandarizado de .89 para el factor "Dificultades Intrafamiliares" y un alfa estandarizado de .91 en el factor "Funcionalidad familiar" (Gimeno, Clemente *et al.*, 2004).

Como criterio de validez externa se utilizaron tres subescalas de la Escala de clima social familiar de Moos en su traducción y baremación en población española de Fernández-Ballesteros y Sierra (1989) cuya validez test-retest es .86 para cohesión, .73 para expresividad y .85 para conflicto.

Análisis estadístico

Se ha realizado análisis factorial exploratorio con rotación oblicua, además, se calculó la fiabilidad test-retest mediante correlaciones, y pruebas t para muestras relacionadas, todo ello mediante el programa SPSS.17. También, se emplearon modelos de ecuaciones estructurales, en concreto análisis factorial confirmatorio. El modelo fue evaluado a partir del programa EQS 6.1 con el método de estimación de máxima verosimilitud.

Resultados

En relación con el primer objetivo, se aplicó la escala a la primera muestra del estudio, formada por 185 parejas, realizándose un análisis factorial exploratorio de componentes principales con rotación oblicua, de forma independiente para los padres, para las madres y para el total de la muestra. En segundo lugar, se aplicó la escala a la segunda muestra, formada por 210 parejas, realizándose el análisis factorial confirmatorio.

Respecto al primer análisis factorial, tanto para las submuestras de padres y de madres como para la muestra total, se observó una estructura bifactorial que incluía prácticamente los mismos ítems, tomando en todos los casos una saturación de valor .65 o superior como punto de corte. Se consideró adecuado elegir un punto de corte elevado porque incrementaba el porcentaje de varianza explicada, lo cual permitió construir una escala más homogénea y con ítems más fiables.

Los dos factores obtenidos fueron denominados "Facilitador" y "Perturbador", según el contenido de los ítems que se agrupaban en cada factor. En el primer factor se asociaban a indicadores de apoyo y buen estilo de comunicación, y en el segundo se agrupaban los indicadores que se referían a falta de apoyo intrafamiliar y a un estilo de comunicación poco adecuado.

Paralelamente a estos análisis se calcularon las medidas de adecuación muestral obteniéndose los siguientes resultados para KMO: madres= .851, padres= .824, muestra total= .924; la esfericidad de Bartlett fue en los tres casos de .000.

Además, para cada uno de los dos factores hallados se aplicaron dos pruebas de similitud, tanto en la muestra total como en las dos submuestras -madres y padres-, para determinar si los factores obtenidos, independientemente de las diferencias existentes en las distintas muestras, eran congruentes.

El valor que se obtuvo en la prueba RMS (*Root Mean Square Desviation*) fue cercano a 0, determinando que existía

una similitud adecuada. En el Coeficiente de Congruencia los valores fueron cercanos a 1, existiendo por tanto una adecuada similitud en la magnitud y en el sentido de las saturaciones. Por todo ello, se consideró que los dos factores eran adecuados, tanto para las dos submuestras utilizadas, como para el total de la muestra.

A continuación, se calculó la fiabilidad y validez externa de ambos factores. La fiabilidad alcanzó una correlación .86 entre el test y retest aplicado a un grupo de 75 personas adultas. El análisis de la validez criterial externa se calculó mediante la Escala de Clima Social Familiar de Moos *et al.* (1989), y mostró los siguientes resultados: el factor "Facilitador" correlacionó positivamente con las subescalas de Cohesión y Expresión, a un nivel de significación del .01, y siendo los valores obtenidos en cada caso de .610 y .489. Además, correlacionó negativamente con la subescala Conflictos, a un nivel de significación .005, obteniendo un valor de -.336. Por otra parte, el factor "Perturbador" correlacionó negativamente con Cohesión y con Expresión, siendo los valores obtenidos de -.546 y -.338, ambos significativos al .01, y con el factor Conflictos de la Escala de Moos obtuvo una correlación de .562.

En segundo lugar, se optó por contrastar si la estructura bifactorial encontrada aparecía en una segunda muestra formada por 210 parejas de análogas características, realizando un análisis factorial confirmatorio mediante el programa EQS (Bentler, 1995).

Para el análisis factorial confirmatorio se calculó la asimetría y curtosis de cada uno de los 23 ítems que constituyan la escala, observándose que todos mostraban valores que se podían considerar dentro de la normalidad, a excepción del ítem 11 en donde aparecía una curtosis de 9.4. A la vista de que sólo un ítem presentaba problemas, se optó por una estimación de máxima verosimilitud.

El análisis factorial confirmatorio, que trataba de ver si los datos quedaban adecuadamente representados por la citada estructura bifactorial, ofreció un primer resultado de interés a partir del ajuste general del modelo.

Para la evaluación del ajuste global se utilizan diversos estadísticos e índices: la prueba χ^2 ofreció un valor 610.202, al que corresponde una probabilidad inferior a .001. Además, se seleccionaron los índices de las pruebas Bentler-Bonett y Comparative Fit Index, que alcanzaron valores ligeramente inferiores a .90 (valor límite para aceptar el modelo). Los valores obtenidos fueron: $NFI=.751$; $NNFI=.808$; $CFI=.82$; además, los índices de Lisrel fueron $GFI=.879$ y $AGFI=.855$; por lo que se refiere al índice $RMSEA$ su valor fue de .064 y, por tanto, comprendido entre .005 y .008, valores entre los que se considera un ajuste aceptable; de este modo, se puede considerar que el modelo confirma razonablemente la estructura bifactorial propuesta, aunque sería deseable mejorar los índices alcanzados.

El resultado de este análisis confirmó la estructura bifactorial de la escala que explicaba el 57.1% de la varianza total, y que estaba formada por 23 ítems, un porcentaje razonable de la

varianza total y que constituía un instrumento parsimonioso y de sencilla aplicación para comparar la percepción del sistema familiar que tienen los diferentes miembros de la misma.

En el modelo analizado se consideró que ambos factores se hallaban significativamente relacionados entre sí, siendo la correlación entre ambos de un valor de -.507, lo que conlleva una probabilidad asociada inferior a .001.

Si se analizan con detenimiento las saturaciones factoriales del análisis confirmatorio que aparecen en la Tabla 1, se puede comprobar que hay dos ítems cuya saturación en el factor es inferior a .40, que es el valor utilizado como punto de corte para la inclusión. Se trata de los ítems 4 y 11, por lo que estamos ante dos cuestiones que aportan poco a la escala, si bien los ítems restantes muestran una saturación superior a .40 que en todos los casos conlleva un nivel de significación inferior a .01.

Tabla 1

Saturaciones factoriales del análisis confirmatorio. Coeficientes Lambda.

Ítems	Factor	λ
1. Todos damos nuestra opinión cuando se hacen planes en la familia.	F-2	.443
2. En casa discutimos acaloradamente.	F-1	.569
3. Creo que en casa nadie me escucha.	F-1	.456
4. Los padres orientan sobre lo que hay que hacer.	F-2	.396
5. En casa hablamos a gritos.	F-1	.617
6. Solemos hablar para resolver nuestros problemas.	F-2	.560
7. Cuando las cosas van mal nos echamos la culpa unos a otros.	F-1	.558
8. Cuando hay dificultades hacemos lo posible para resolverlas.	F-2	.538
9. Nos ayudamos unos a otros.	F-2	.497
10. Cuando tengo un problema primero pido ayuda a mi familia.	F-2	.523
11. Nos resulta difícil escuchar cuando otro habla.	F-1	.355
12. Solemos estar tristes.	F-1	.489
13. Me encuentro mejor cuando estoy fuera de casa.	F-1	.460
14. Los problemas los resolvemos entre todos.	F-2	.649
15. Solemos estar nerviosos o preocupados.	F-1	.617
16. Los padres se pelean entre sí.	F-1	.598
17. Me gusta compartir con mi familia mis alegrías y mis malos momentos.	F-2	.449
18. Los padres tienen problemas.	F-1	.481
19. Pasamos buenos momentos haciendo cosas todos juntos	F-2	.522
20. Solemos estar de mal humor.	F-1	.599
21. Cuando discutimos siempre hay alguien que pierde los nervios.	F-1	.606
22. Somos una familia unida.	F-2	.638
23. Vivimos felices.	F-2	.525

Respecto al segundo objetivo, se generaron dos variables de diseño. La primera, denominada discrepancia en funcionalidad, obtenida calculando la diferencia entre la puntuación en el factor Facilitador del padre y de la madre; la segunda, discrepancia en disfuncionalidad, calculada mediante la diferencia entre las puntuaciones del factor Perturbador del padre y de la madre; en ambas variables se tuvo en cuenta el valor absoluto de las diferencias. Sus principales estadísticos se presentan en la Tabla 2, observándose que las distribuciones son asimétricas con predominancia de valores bajos, y siendo menor la discrepancia en funcionalidad. Las diferencias entre estas medias, analizadas mediante una prueba t para muestras relacionadas,

son significativas ($t = 3.11$; $g.l. = 184$, $p = .031$), lo que equivale a una mayor discrepancia en funcionalidad que en disfuncionalidad.

Tabla 2

Estadísticos descriptivos de la discrepancia parental en los factores de la escala de funcionalidad familiar.

Estadísticos descriptivos	Facilitador	Perturbador
Media	.960	.780
Desviación típica	.864	.600
Asimetría	3.251	.927
Curtosis	11.262	.458

Discusión

La escala evaluada es un instrumento parsimonioso, válido y fiable, que explica un porcentaje sustancial de varianza, y que resulta ser de aplicación ágil, lo cual podría facilitar la realización de estudios con muestras numerosas. De este modo, se ha obtenido un instrumento adecuado para la valoración de la funcionalidad familiar a la vista de los indicadores analizados de fiabilidad y validez externa, a partir de la correlación con las subescalas cohesión, expresión y conflictos de la prueba de Moos (Moos *et al.*, 1989).

Su estructura bifactorial ha sido confirmada y es tanto válida en la muestra de padres como en la de madres, tal como muestran los resultados del análisis factorial confirmatorio realizado mediante el programa EQS. En suma, respecto al primer objetivo planteado, encontramos una estructura en la que diferenciamos dos factores, Facilitador y Perturbador, indicadores de la funcionalidad del sistema familiar, cuyos criterios de bondad han quedado probados. Estos resultados permiten analizar la discrepancia parental en la percepción de la funcionalidad familiar en la línea de los trabajos de Welsh, Galliher y Powers (1998).

Se observa que el contenido de los ítems del primer factor es positivo, es decir, es indicador de funcionalidad familiar, mientras que los ítems del segundo factor indican disfuncionalidad, pero sin que se hayan diferenciado empíricamente otros constructos, como comunicación o apoyo, tal como aparecen en otras escalas (Beavers y Hampson, 1995; Moos *et al.*, 1989). Los resultados son más próximos a la valoración global de la familia hecha por Hayden *et al.* (1998).

Consideramos que esta escala se convierte en un instrumento especialmente útil en estudios descriptivos, tanto longitudinales como transversales, así como para calcular la discrepancia a lo largo del ciclo vital.

Además se ha calculado, a partir de esta escala, la discrepancia parental en familias funcionales con hijos adolescentes, y se aportan los descriptores media y desviación típica en ambos factores de discrepancia, funcionalidad lo que constituye un nuevo referente en la valoración de la funcionalidad familiar. No obstante, es necesario obtener datos con muestras más amplias antes de poder generalizar los resultados e indicar

cuáles son los niveles de discrepancia aceptables. Igualmente sería interesante conocer la discrepancia paternofilial en este tipo de familias.

Referencias

1. Alonso, P. (2006). *Discrepancias entre padres e hijos en la percepción del funcionamiento familiar y desarrollo de la autonomía adolescente*. Tesis doctoral. Publicada por el Servicio de Publicaciones de la Universidad de Valencia: Universidad de Valencia.
2. Bateson, G. (1972). *Pasos hacia una ecología de la mente. Colección de ensayos en antropología, psiquiatría, evolución y epistemología*. Buenos Aires: Carlos Lohé Editores.
3. Beavers, R. y Hampson. W. R. (1995). *Familias exitosas*. Barcelona: Paidós familiar.
4. Bell, N. J., Rychener, S. R. y Munich, J. (2001). Multiple views of the family and adolescent social competencies. *Journal of Research on Adolescence*, 11, 375-400. <http://dx.doi.org/10.1111/1532-7795.00017>
5. Bellido, A. (2009). *Contexto familiar y comportamiento agresivo en niños y niñas de 8 años*. Universidad del País Vasco.
6. Bentler, P. M. (1995). *EQS Structural Equator Program Eucino*. CA: Multivariate Software Inc.
7. Caprara, G. V., Regalia, C., Scabini, E., Barbaranelli, C. y Bandura, A. (2004). Assessment of filial, parental, marital, and collective family efficacy beliefs. *European Journal of Psychological Assessment*, 20, 247-261. <http://dx.doi.org/10.1027/1015-5759.20.4.247>
8. Cusinato, M. (1992). *Psicología de las relaciones familiares*. Barcelona: Herder.
9. Falicov, C. J. (1991). *Transiciones de la vida familiar*. Buenos Aires: Amorrortu.
10. Fernández-Ballesteros, R. y Sierra, B. (1989). *Escalas de clima social: familia, trabajo, instituciones penitenciarias, centro escolar. Manual: Investigación y publicaciones psicológicas*. Madrid: Tea Ediciones.
11. Fuhrman, T. y Holmbeck, G. N. (1995). A contextual-moderator analysis of emotional autonomy and adjustment in adolescence. *Child development*, 66, 793-811. <http://dx.doi.org/10.2307/1131951>
12. Gimeno, A., Cerviño, C., Meléndez, J. C. y Córdoba, A. I. (2003). *La competencia familiar: Una dimensión bifactorial según la valoración de padres, madres e hijos adolescentes*. XI Congreso INFAD, Fuerteventura, 19 a 22 Noviembre.
13. Gimeno, A., Clemente, A., Cerviño, C., Meléndez, J.C., Berzosa, A. y Prieto, J. (2004). Valoración de la competencia familiar a partir de la percepción de padres, madres e hijos adolescentes. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 57, 83-94.
14. Gimeno, A., Córdoba, A. I., Meléndez, J. C. y Cerviño, C. (2004). Divergencias en la percepción de la funcionalidad familiar entre padres, madres e hijos adolescentes. *Revista*

- Latinoamericana de Psicología*, 36, 459-470.
15. Hayden, L C., Schiller, M., Dickstein, S., Seifer, R., Same-roff, S., Miller, I., Keitner, G. y Rasmussen, S. (1998). Levels of family assessment I. Family, marital, and parent-child interaction. *Journal of Family Psychology*, 12, 7-22. <http://dx.doi.org/10.1037/0893-3200.12.1.7>
 16. Jacob, T. (1987). *Family interaction and psychopathology. Theories, methods and findings*. New York: Plenum Press.
 17. Lavee, Y., McCubbin, H. I. y Olson, D. H. (1987). The effect of stressful life events and transitions on family functioning and well-being. *Journal of Marriage and the Family*, 49, 857-873. <http://dx.doi.org/10.2307/351979>
 18. Mestre, V., Samper, P. y Pérez-Delgado, E. (2001). Clima familiar y desarrollo del autoconcepto. Un estudio longitudinal en población adolescente. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 33, 243-259.
 19. Moos, R. H., Moos, B. S. y Trickett, E. J. (1989). *Escalas de clima social*. Madrid: TEA.
 20. Olson, D. H. (1991). Tipos de familia, estrés familiar y satisfacción con la familia: una perspectiva del Ciclo vital. En C. J. Falicov (coord.), *Transiciones de la vida familiar* (99-130). Buenos Aires: Amorrortu.
 21. Pick de Weiss, S. (1986). Percepción de la familia de origen y satisfacción marital. *Revista Mexicana de Psicología*, 2, 65-74.
 22. Schlippe, A. V. y Schweitzer, J. (2003). *Manual de terapia y asesoría sistémicas*. Barcelona: Herder.
 23. Skinner, H. A. (1987). Self-report instruments for family assessment. En T. Jacob (Ed.), *Family interaction and psychopathology. Theories, methods and findings* (pp. 427-453). New York: Plenum Press.
 24. Sourander, A., Pihlakoski, L., Aromaa, M., Rautava, P., Helenius, H. y Sillanpaa, M. (2006). Early predictors of parent and self-reported perceived global psychological difficulties among adolescents: A prospective cohort study from age 3 to age 15. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 41, 173-182. <http://dx.doi.org/10.1007/s00127-005-0013-3>
 25. Welsh, D. P., Galliher, R. V. y Powers, S. I. (1998). Divergent realities and perceived inequalities: Adolescents', mothers' and observers' perceptions of family interactions and adolescents psychological functioning. *Journal of Adolescent Research*, 13, 377-402. <http://dx.doi.org/10.1177/0743554898134002>
 26. Wynne, L. C. (1991). El modelo epigenético de procesos familiares. En C. J. Falicov (Coord.), *Transiciones de la vida familiar* (pp. 131-166). Buenos Aires: Amorrortu.
 27. Zani, B. y Cicognani, E. (1999). La gestione del conflitto nelle famiglie con adolescenti: Le prospettive di genitori e figli. *Giornale Italiano di Psicologia*, 26, 791- 815.

Fecha de recepción: 11 de enero de 2012

Fecha de recepción de la versión modificada: 6 de marzo de 2012

Fecha de aceptación: 7 de marzo de 2012