



Salud & Sociedad

E-ISSN: 0718-7475

saludysociedad@ucn.cl

Universidad Católica del Norte

Chile

CASTILLA CABELLO, HUMBERTO; CAYCHO RODRÍGUEZ, TOMÁS; VENTURA LEÓN,
JOSE; PALOMINO - BARBOZA, MIGUEL; DE LA CRUZ VALLES, MICHAEL
ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO DE LA ESCALA DE PERCEPCIÓN DEL
FUNCIONAMIENTO FAMILIAR DE SMILKSTEIN EN ADOLESCENTES PERUANOS

Salud & Sociedad, vol. 6, núm. 2, mayo-agosto, 2015, pp. 140-153

Universidad Católica del Norte

Antofagasta, Chile

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=439742867003>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO DE LA ESCALA DE PERCEPCIÓN DEL FUNCIONAMIENTO FAMILIAR DE SMILKSTEIN EN ADOLESCENTES PERUANOS

CONFIRMATORY FACTORIAL ANALYSIS OF THE SCALE OF PERCEPTION OF SMILKSTEIN'S FAMILIAR FUNCTIONING IN PERUVIAN TEENAGERS

Recibido: 21 de Abril del 2015 | Aceptado: 10 de Junio del 2015

HUMBERTO CASTILLA CABELLO ¹; **TOMÁS CAYCHO RODRÍGUEZ** ²; **JOSE VENTURA LEÓN** ²;
MIGUEL PALOMINO-BARBOZA ¹; **MICHAEL DE LA CRUZ VALLES** ³
(INSTITUTO DE INVESTIGACIÓN WALTER BLUMENFELD MEYER, Lima, Perú)

RESUMEN

OBJETIVO: analizar la confiabilidad y estructura factorial de la escala APGAR-familiar. **METODO:** Participaron 228 escolares peruanos de Lima Metropolitana, varones y mujeres, de edades comprendidas entre 12 y 18 años ($M = 14.34$). Se calculan indicadores de bondad de ajuste mediante la técnica de análisis factorial confirmatorio. **RESULTADOS:** los datos se ajustan a una estructura unifactorial. En relación a la confiabilidad, el coeficiente Alfa de Cronbach es considerado como adecuado ($\alpha = 0.729$). Así mismo, la evaluación del sesgo por medio de la comparación de coeficientes Alfa sugiere la ausencia de este. **CONCLUSION:** la escala APGAR-familiar cuenta con propiedades psicométricas adecuadas para seguir con estudios de validación, así como para implementarla en diversas líneas de trabajo, tanto teóricas como aplicadas.

PALABRAS CLAVE: APGAR-familiar, apoyo familiar, confiabilidad, escolares, validez.

ABSTRACT

OBJECTIVE: To analyze the reliability and factor structure of Smilkstein's Family APGAR scale. **METHOD:** 228 Peruvian male and female teenagers, aged 12 to 18 ($M = 14.34$), from Lima, Metropolitan area participated in the study. Indicators of goodness of fit were calculated through confirmatory factor analysis. **RESULTS:** Data reveal structure is monofactorial. Regarding reliability, Cronbach's alpha coefficient is appropriate ($\alpha = 0.729$). The comparison of alpha coefficients suggests there is no slant. **CONCLUSION:** The Smilkstein's Family APGAR scale has appropriate psychometric properties useful for validation studies. It can be used in different lines of research, theoretical as well as applied.

KEY WORDS: Smilkstein's Family APGAR scale, family support, reliability, school students, validity.

1. Afiliado al Instituto de Investigación Walter Blumenfeld Meyer.

2. Afiliado a la Universidad San Martín de Porres.

3. Afiliado a la Universidad Inca Garcilaso de la Vega.

Tras la llegada del siglo XXI, la familia, considerada cómo célula estructural sobre la que se construye toda sociedad, está siendo visualizada con especial atención (Dessen, 2010). Los cambios abruptos en las últimas décadas han influido en la transformación de la familia, desplegando esfuerzos por tratar de re-conceptualizarla y comprenderla (Cezar, Rodrigues & Arpini, 2015). A pesar de las variantes dentro de la familia, ésta constituye un sistema que imprime a sus miembros rasgos que le dan una identidad familiar y personal, al transmitir valores y patrones de comportamiento, que los guían a través de metas congruentes hacia el propósito de la vida (Arias, 2013; Friedemann, 1995; Muñuzuri, 1994).

En este sentido, el apoyo familiar y la funcionalidad familiar, cobra gran interés dentro del campo de la salud. Según Smilkstein (1978), la percepción de la funcionalidad familiar es definida como la percepción del cuidado y apoyo que un individuo recibe de su propia familia. Entre las características más importantes del funcionamiento familiar, podemos mencionar el recibir apoyo, así como la comprensión y el ánimo que se halla entre sus miembros, lo que permite avanzar a través de los estadios normales de crecimiento y desarrollo (Muñuzuri, 1994; Olson, et al. 1989). En la misma línea, Gonzales (2001) destaca que es común, que familias consideradas sanas o funcionales, presenten características tales como: comunicación clara y directa, definición de roles, autonomía de los integrantes, habilidad para resolver problemas, cohesión y solidaridad entre sus miembros.

Desde la perspectiva sistémica, el sistema familiar logra funcionalidad a través de la congruencia de cuatro procesos familiares y que son susceptibles de ser afectados: 1) *coherencia*, es un proceso mediante el cual las relaciones armónicas entre los miembros familiares, proveen de

un sentido de unidad y pertenencia familiar, por medio de la internalización de respeto, amor, interés de uno por otros, compartir valores y creencias; 2) *individuación*, que hace referencia a la estructura de identidad personal, que se desarrolla mediante la comunicación con otros sistemas, a través del desempeño de roles y responsabilidades, favoreciendo los talentos, iniciativas y conocimientos que proveen de apertura al entendimiento; 3) el *mantenimiento del sistema* es un proceso que abarca la mayoría de las estrategias de la vida familiar y personal que proveen de un sentido de seguridad y autonomía; finalmente 4) el *cambio del sistema*, comprende la incorporación de nuevos conocimientos para asumir diferentes conductas frente a presiones internas personales, familiares y del ambiente (Friedemann, 1995).

Por su parte Olson, Portner y Lavee (1985) describen tres factores inmersos dentro del funcionamiento del grupo familiar. El primero de ellos vendría a ser, cohesión familiar, que es el grado en que los miembros de la familia están conectados o separados y se la define como un vínculo emocional del grupo familiar; en segundo lugar, se encuentra el factor denominado adaptación familiar, definido como la habilidad del grupo para el cambio, y por el último, la comunicación familiar, que hace referencia a procesos de interacción entre los miembros.

A partir de las propuestas de Friedemann (1995) y Olson, Portner y Lavee (1985), numerosos son los estudios que brindan aportes en cuanto a la relación entre la percepción de la función familiar y variables psicológicas en la adolescencia. Investigaciones señalan que en familias con mayor funcionalidad familiar, los hijos adolescentes cuentan con mayor autoestima, menos problemas de salud y conducta, así como un mejor rendimiento escolar (Guevara & Duran 1999; Martínez, 1994; Rosas, 1999). Por otra lado, estudios

con adolescentes, reportan que la funcionalidad familiar está asociada con el consumo de alcohol y tabaco, la aparición de síntomas depresivos (Gutiérrez-Saldaña, Camacho-Calderón, & Martínez-Martínez, 2007; Pérez, et al., 2007) y factores protectores como la resiliencia (Castilla et al., 2015).

A partir de estos hallazgos, surge la necesidad de contar con instrumentos confiables y adaptados al entorno nacional y que en la práctica con adolescentes tengan que ser cortas en uso y tiempo para la evaluación de la percepción del funcionamiento familiar. En tal sentido, la escala APGAR-familiar es una de los pocos instrumentos con estas cualidades, creada y estudiada por Smilkstein (1978) en una población de adultos jóvenes ($M=19.7$ años de edad) de nacionalidad estadounidense. La escala de Smilkstein (1978), mide la percepción de la funcionalidad familiar, definida como la percepción del cuidado y apoyo que un individuo recibe de su propia familia en relación a cinco elementos: 1) adaptación (grado en que un miembro de la familia se encuentra satisfecho con la ayuda o apoyo recibido); 2) asociación (grado en que comparten las decisiones o la satisfacción de los miembros con la comunicación y la solución de problemas); 3) desarrollo o crecimiento (nivel para compartir la satisfacción de los miembros con la libertad para cambiar de roles y lograr crecimiento físico y emocional); 4) afecto (grado en que se comparten las experiencias emocionales o la satisfacción por la interacción emocional familiar); 5) resolución (nivel de satisfacción con el tiempo comprometido con la familia) (Gomez & Ponce, 2010).

El análisis factorial exploratorio original encontró que los cinco ítems del APGAR-Familiar cargaron en un único factor, asimismo se obtuvo una correlación de .80 con un instrumento utilizado previamente (Pless-Satterwhite Family Function Index) y con los informes clínicos una correlación de

.64. Respecto al índice de homogeneidad, las correlaciones ítem-test variaron desde .50 a .78. Finalmente, se evidenciaron coeficiente Alfa de Cronbach que varían entre .80 a .85.

La Escala APGAR-familiar ha alcanzado difusión en diversos países, realizándose estudios en los cuales se han analizado sus propiedades psicométricas. Chen, Chen, Hsu y Lin (1980) analizaron las propiedades psicométricas de la versión China de la escala, en una muestra de 2,541 preadolescentes entre 10 y 13 años de edad. Los resultados indicaron que los cinco ítems se agruparon en un solo factor. Con relación a la confiabilidad, la consistencia interna fue hallada mediante el coeficiente de consistencia interna Alfa de Cronbach con un valor de .83. Así mismo, en el estudio realizado por Bellón, Delgado, Luna y Lardelli (1996), sobre población adolescente y adulta (participantes mayores de 14 años) de nacionalidad española, el análisis factorial exploratorio indicó que los cinco ítems del APGAR-familiar cargaron en un único factor que explicaba el 61.9% de la varianza, siendo estas saturaciones superiores a .50. En relación al índice de homogeneidad, las correlaciones ítem-total varían desde .57 a .70. Respecto a la confiabilidad, se reportó un coeficiente alfa de Cronbach para la escala de .84 y una fiabilidad por el método test-retest de .75.

Un estudio realizado por Garner y cols. (2001), revisó las propiedades psicométricas de confiabilidad y validez del APGAR-familiar en una muestra de 1146 niños afroamericanos con edades entre los 4 y 15 años. Se reportaron correlaciones ítem-test desde .63 a .71. El coeficiente alfa de Cronbach para la escala fue de .85. Estos datos sugieren que los reactivos del APGAR-familiar pueden ser vistos como medida de una dimensión subyacente única.

En México (Torres, 2006, citado en Gómez y Ponce, 2010), se estudió la validez y confiabilidad del cuestionario APGAR-

familiar en una muestra de 1321 adolescentes y adultos, entre 15 y 96 años de edad, adscritos a la consulta médica familiar de un centro de Salud. La consistencia interna del instrumento fue buena, con un alfa de Cronbach de .770. Para evaluar la validez de constructo se eligió la estrategia de análisis factorial con solución de componentes principales, el cual dio como resultado la existencia de un componente principal que explica el 52.9% de la varianza total. Por otro lado, Forero, Avendaño, Duarte y Campo-Arias (2006) evaluaron la consistencia interna y la estructura factorial del APGAR-familiar. Para ello contaron con la participación de 91 estudiantes colombianos de educación secundaria, con edades entre 11 y 17 años. Se determinó la consistencia interna, mediante la prueba de Alfa de Cronbach, con un valor de .793. El análisis factorial mostró que la escala estaba compuesta por un único factor que explicaba el 55.6% de la varianza. Recientemente en el Perú (Castilla, Caycho, Shimabukuro & Valdivia, 2014), se analizó la confiabilidad y validez exploratoria del APGAR-familiar en una muestra de 256 escolares varones de nivel secundaria de edades comprendidas entre 11 y 18 años. El análisis factorial exploratorio reveló que la escala presenta una estructura unidimensional, que explica el 54.1% de la varianza total de la escala. Por otro lado, en relación a la confiabilidad, se obtiene un coeficiente de consistencia interna adecuado de .788.

En base a la información anteriormente mencionada, la investigación tiene como propósito verificar la estructura unidimensional del instrumento mediante el análisis confirmatorio en una muestra de escolares varones y mujeres de nivel secundario de Lima Metropolitana. La relevancia del empleo del análisis confirmatorio se centra, desde un punto psicométrico, en que este corrige una serie de deficiencias del análisis exploratorio (Batista-Fogueta, Coendersb & Alonso, 2004). Así, el análisis confirmatorio permite

delimitar el concepto de factor común como aquel subyacente a indicadores concretos, evitando introducir factores de difícil interpretación. De igual manera, permite realizar contrastes estadísticos de las hipótesis especificadas. Así mismo, da lugar al análisis de la matriz de covarianzas en lugar de la de correlaciones, lo cual es importante para establecer la equivalencia de los indicadores (Bollen, 1989; Jöreskog 1969). Por otro lado, el análisis confirmatorio no asume igualdad de las saturaciones ni de las varianzas de error, lo que permite someter estos supuestos a contrastes estadísticos que estaría en relación con la evaluación de la fiabilidad (Batista-Fogueta, Coendersb & Alonso, 2004). Desde un punto de vista aplicado, el análisis factorial confirmatorio se realizó con muestras de varones y mujeres a comparación del análisis factorial exploratorio previo (Castilla, et al., 2014) realizado en base a una muestra de estudiantes varones. Lo anterior es importante pues brindará información psicométrica derivada de una muestra más representativo de la población de adolescentes escolares.

La utilidad de este estudio radica también en que aportara evidencia que podría motivar su empleo en población escolar por parte de los psicólogos peruanos, facilitando, a posteriori, el planteamiento de intervenciones ligadas a este importante aspecto. Sumado a esto, se encuentra la ventaja en las aplicaciones que se le podría dar a la escala en relación con otras variables, ya que la influencia del apoyo familiar sobre el desempeño, la autoestima, y otras variables psicológicas de los adolescentes, es importante durante la formación escolar.

MÉTODO

Esta investigación es de tipo instrumental, dado que pretende demostrar las propiedades psicométricas de la escala APGAR-familiar (Montero & León, 2007).

Participantes

Se consideró una muestra de 228 estudiantes de educación secundaria de dos colegios (estatal y privado) de Lima metropolitana, de los cuales 105 son varones (46.1%) y 123 mujeres (53.95%), con edades comprendidas entre 12 y 18 años, con una edad promedio de 14.34 años ($D.E= 1.443$). El muestro utilizado fue por conveniencia, (intencional y no probabilístico), teniendo como criterios de inclusión los siguientes: a) residir en Lima metropolitana; b) que hayan nacido en el Perú; y c) cursar el año de secundaria.

Instrumento

Para el desarrollo del presente estudio se utilizó la escala APGAR familiar de Smilkstein (1978), validado por Castilla et al. (2014) en una muestra de escolares limeños. El instrumento evalúa la percepción del funcionamiento familiar, mediante la exploración de su satisfacción en las relaciones que tiene con sus familiares (Gómez & Ponce, 2010), por medio de cinco áreas diferentes (las cuales a su vez dieron origen a los reactivos): adaptabilidad, cooperación, desarrollo, afectividad y capacidad resolutoria. La escala consta de 5 ítems de carácter autoafirmativo con una escala de frecuencia de cinco grados que va desde 0 (nunca) y 4 (siempre), tipo Likert. A medida que avanza la puntuación, más positiva es la percepción del funcionamiento familiar. El estudio peruano de Castilla et al. (2014) reveló que la escala presenta, mediante un análisis factorial exploratorio, una estructura unidimensional, que explica el 54.1% de la varianza total de la escala; obteniendo un coeficiente de consistencia interna de .788.

Procedimiento

La Escala APGAR familiar se aplicó dentro de los salones de clases de los estudiantes de educación secundaria, informándoles acerca de los objetivos de la evaluación y

las condiciones de anonimato. Las evaluaciones fueron realizadas por examinadores previamente entrenados en la aplicación de la escala, quienes leyeron las instrucciones que figuran en la escala y resolvieron dudas de los participantes. La participación fue de forma voluntaria y anónima, firmando el consentimiento informado que garantiza la confiabilidad de los datos suministrados. Una vez aplicado el instrumento se excluyeron del análisis aquellos cuestionarios que: (a) omitían datos de edad y/o sexo; (b) tenían dos o más omisiones, considerándose también como omisión dos o más alternativas marcadas en un ítem; y (c) tuvieran patrones inusuales de respuesta como elegir la misma alternativa en casi todos los ítems.

Análisis de datos

El estudio psicométrico de la escala incluyó, en primer lugar, el análisis de ítems a través de la correlación ítem - test mediante la correlación producto momento de Pearson. El análisis de la confiabilidad por consistencia interna de la escala se realizó mediante la aplicación del coeficiente alfa de Cronbach, mientras que el cálculo de la validez de constructo se realizó haciendo uso del análisis factorial confirmatorio.

El método de estimación usado fue el de máxima verosimilitud, asumiendo una muestra representativa, dado que la normalidad multivariada es algo que no se halla frecuentemente en el campo de la psicología (Hair, Anderson, Tatham & Black, 2004; Micceri, 1989). Se usaron los indicadores de ajuste absoluto más frecuentes en investigación debido a que ninguno de ellos, de forma individual, aporta toda la información necesaria para valorar un modelo (Hair et al., 2004; Manzano & Zamora, 2010; Schreiber, Stage, King, Nora & Barlow, 2006). Dichos indicadores son: χ^2 (chi-cuadrado), Índice de bondad de ajuste (GFI) e Índice ajustado de bondad de ajuste (AGFI), Índice de aproximación de la raíz de

cuadrados medios del error (RMSEA), Índice de la raíz del cuadrado medio del residuo (RMR) y el Índice de ajuste comparativo (CFI), el cual compara el modelo estimado con el modelo nulo que indique independencia entre las variables estudiadas.

El análisis factorial confirmatorio, se realizó por medio del paquete estadístico EQS (Bentler, 2006), luego de ello se llevó a cabo el análisis de ítems y de consistencia interna por medio del programa Vista (Young, 2003). Por último se utilizó el módulo ALPHATEST (Merino & Lautenshlager, 2003), para la comparación de coeficientes de confiabilidad.

RESULTADOS

Estadísticos descriptivos

Antes de proceder con el análisis factorial confirmatorio, se realizó un análisis de estadísticos descriptivos y de puntajes extremos, así como la inspección de la matriz de correlaciones a fin de descartar la existencia de multicolinealidad (Ver Tabla

1). Con relación al análisis descriptivo de los ítems, se constató que presentan indicadores de asimetría y curtosis adecuados, los cuales no exceden el rango ± 1.5 (Pérez & Medrano, 2010; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Del mismo modo, no fue detectada la presencia de puntajes extremos ni multicolinealidad.

Análisis de ítems

La Tabla 1 permite examinar el grado de asociación entre los ítems que conforman la prueba y la puntuación total de la escala APGAR-familiar (Elosua, 2003), reteniéndose aquellos que tuvieron una correlación ítem-test mayor a 0.20 (Kline, 1998). Los ítems de la escala presentan correlaciones ítem-total que van desde .450 (ítem 5: "Estoy satisfecho con la cantidad de tiempo que mi familia y yo compartimos") hasta .550 (ítem 4: "Estoy satisfecho con la forma en que mi familia expresa afecto y responde a mis sentimientos de amor y tristeza"), lo cual da cuenta de una homogeneidad adecuada (Hogan, 2004).

TABLA 1.

Estadísticos descriptivos y análisis de ítems de la escala de APGAR-familiar (N=228).

Ítem	Media	DE	Asimetría	Curtosis	r_{itc}
Estoy satisfecho con la ayuda que recibo de mi familia cuando algo me preocupa.	3.25	.985	-1.208	.711	0.539
Estoy satisfecho con la forma en que mi familia discute asuntos de interés común y comparte la solución del problema conmigo.	2.64	1.158	-.603	-.369	0.462
Mi familia acepta mis deseos para promover nuevas actividades o hacer cambios en mi estilo de vida.	2.82	.994	-.600	-.072	0.461
Estoy satisfecho con la forma en que mi familia expresa afecto y responde a mis sentimientos de amor y tristeza.	2.97	1.006	-.758	-.045	0.550
Estoy satisfecho con la cantidad de tiempo que mi familia y yo compartimos.	2.97	1.124	-.765	-.480	0.450

Análisis Factorial Exploratorio (AFE)

Con la finalidad de analizar la viabilidad del empleo del análisis factorial para la determinación de la validez de constructo de la Escala APGAR-familiar se emplearon las medidas de Kaiser-Meyer-Olkin (K-M-O) y el Test de Esfericidad de Barlett. La medida de

adecuación K-M-O obtiene una puntuación de .7858 valor considerado adecuado (Hair, Aderson, Tatham & Black, 2004), mientras que el test de Esfericidad de Barlett presenta un valor de 206.030 significativo ($p= 0.000$). Estos hallazgos indican que es posible realizar un Análisis factorial exploratorio (Kaplan & Saccuzzo, 2006).

TABLA 2.
Análisis Factorial (N = 228).

Ítem	F1	h ²
Estoy satisfecho con la ayuda que recibo de mi familia cuando algo me preocupa.	.730	.532
Estoy satisfecho con la forma en que mi familia expresa afecto y responde a mis sentimientos de amor y tristeza.	.720	.518
Estoy satisfecho con la cantidad de tiempo que mi familia y yo compartimos.	.624	.389
Estoy satisfecho con la forma en que mi familia discute asuntos de interés común y comparte la solución del problema conmigo.	.586	.343
Mi familia acepta mis deseos para promover nuevas actividades o hacer cambios en mi estilo de vida.	.569	.323
Porcentaje de varianza explicada		53.4%

La determinación del número de factores, se utilizó el análisis paralelo propuesto por Horn (1965), por medio del cual se sugirió la extracción de un solo factor (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011), el cual sugirió que es uno el factor que subyacen a los ítems (véase tabla 2). Se prefirió el uso del análisis paralelo, por ser recomendado en las políticas editoriales de algunas revistas

(Thompson & Daniel, 1996) y avalado por numerosas investigaciones (Ledesma & Valero-Mora, 2007). De este modo, el análisis realizado fue de análisis factorial por mínimos cuadrados no ponderados, sin rotación. El factor obtenido explicó el 53.4% de la varianza total de la prueba. En dicho factor las cargas oscilan entre .569 y .730 (ver Tabla 2).

TABLA 3.
Matriz de correlación policóricas (Olsson, 1979).

	1	2	3	4
1	1			
2	.481	1		
3	.381	.324	1	
4	.486	.430	.437	1
5	.481	.302	.371	.462

La tabla 3 reporta la matriz de correlación policóricas, debido a que es la más conveniente cuando la naturaleza de las variables son ordinales (Olsson, 1979).

Análisis factorial confirmatorio

El análisis factorial confirmatorio fue realizado hipotizando un modelo unifactorial propuesto para el presente estudio (Castilla et al., 2014). Para ello, se empleó el método de estimación de máxima verosimilitud, utilizándose múltiples indicadores de ajuste (Byrne, 2001) como χ^2 (chi-cuadrado), Índice de Bondad de Ajuste (GFI), índice

ajustado de bondad de ajuste (AGFI), índice de aproximación de la raíz de cuadrados medios del error (RMSEA), índice de la raíz del cuadrado medio del residuo (RMR) y el índice de ajuste comparativo (CFI).

Con base en los resultados, y considerando los valores adecuados para cada indicador, los valores obtenidos en el modelo hipotetizado da cuenta de un ajuste aceptable de los datos ($\chi^2 = 208.324$, $RMSEA = .055$, $GFI = .988$ y $AGFI = .957$), aunque es necesario mejorar el modelo.

TABLA 4.
Índices de ajuste de la escala APGAR-familiar.

	X ²	gl.	X ² /gl	P	NNFI	CFI	RMSEA
Total (n = 228)	6.783	5	1.357	.237	.967	.991	.040
Mujeres (n = 105)	5.471	5	1.094	.361	.932	.993	.030
Varones (n = 123)	3.895	5	.779	.565	.970	1	.000

En base a los resultados, los valores obtenidos indican que los datos se ajustan al modelo unifactorial propuesto (Castilla, et al., 2014).

Invarianza de medida en función del sexo

En la tabla 5, se contrastó el modelo unidimensional de acuerdo a las muestra de

varones y mujeres, revelando que el modelo tiene un ajuste adecuado, siendo el CFI mayor a .90 y el RMSEA próximo a cero. El test de diferencias χ^2 entre los grupos indico que las saturaciones y varianzas factoriales son equivalentes ($P=.787$), lo que indica su invarianza.

TABLA 5.
Invarianza de medida de la escala APGAR-familiar.

	X ²	gl.	X ² /gl	P	D _{NNFI}	D _{CFI}	D _{RMSEA}
Línea base mujeres	9.653	14	.690	.787	.954	1	.000
Línea base 2014	24.706	14	1.765	.038	.955	.980	.040

Invarianza de medida en función la población 2014 y 2015

La tabla 5, visualiza el contraste unidimensional de acuerdo a las muestra evaluados en el 2014 y 2015, revelando que el modelo tiene un ajuste adecuado, siendo el CFI mayor a .90 y el RMSEA próximo a cero. El test de diferencias χ^2 entre los grupos indico que las saturaciones y varianzas factoriales no son equivalentes ($P=.038$), lo que indica que la estructura varió.

Análisis de confiabilidad

La escala total presenta una elevada consistencia interna mediante el coeficiente Alfa de Cronbach ($\alpha=.729$), con un intervalo de confianza que varía de .669 a .781. En suma, se afirma que la Escala APGAR

familiar presenta una alta confiabilidad, de acuerdo al procedimiento utilizado.

DISCUSIÓN

El objetivo principal de este trabajo fue confirmar la estructura unidimensional del APGAR-familiar en una muestra de adolescentes de nivel secundaria secundaria de dos colegios (nacional y particular) de Lima Metropolitana. A pesar de que la percepción del funcionamiento familiar ha sido estudiado previamente en el contexto peruano desde un punto de vista exploratorio y en una muestra conformada solo por adolescentes varones (Castilla, et. Al., 2014), el presente estudio es el primero en estudiar las propiedades psicométricas del APGAR-familiar en una muestra de adolescentes varones y mujeres. Los resultados fueron coherentes con la hipótesis de unidimensionalidad del estudio

original de Smilkstein (1978) así como con lo reportado por Chen, Chen, Hsu y Lin (1980), Bellón, et al. (1996), Garner et al. (2001), Torres (2006; citado en Gómez y Ponce, 2010), Forero, Avendaño, Duarte y Campo-Arias (2006) y Castilla, et al. (2014).

En relación con el análisis de correlación ítem - test, la correlación más alta corresponde al ítem 4 ("Estoy satisfecho con la forma en que mi familia expresa afecto y responde a mis sentimientos de amor y tristeza"), mientras la más baja corresponde al ítem 5 ("Estoy satisfecho con la cantidad de tiempo que mi familia y yo compartimos"). Es así que los coeficientes de correlación pueden ser clasificados como moderados y altos (Delgado, Escurra & Torres, 2006). Estos resultados indican que los 5 reactivos miden de manera consistente la misma variable, contribuyendo con eficacia a su medición.

En relación con la consistencia interna de la escala total evaluada mediante el alfa de Cronbach, el indicador hallado en el presente trabajo ($\alpha = .729$), es inferior al índice de confiabilidad de .80 a .85 de la prueba original (Smilkstein, 1978) y a lo señalado por Chen, Chen, Hsu y Lin (1980) ($\alpha = .83$), Garner et al. (2001) ($\alpha = .85$), Torres (2006, citado en Gómez & Ponce, 2010) ($\alpha = .770$), Forero, Avendaño, Duarte y Campo-Arias (2006) ($\alpha = .793$) y Castilla y col. (2014), ($\alpha = .788$). Este resultado es corroborado por la estabilidad del coeficiente alfa de Cronbach en el intervalo de confianza al 99% (del coeficiente alfa de Cronbach = 0.80; 0.88), tal como sugieren, Duhachek y Iacobucci (2004), Ledesma (2004) y Newcombe y Merino (2006). La variabilidad entre los índices de fiabilidad entre estas poblaciones puede deberse, tal como indican Prieto y Delgado (2010), a la variabilidad de las muestras.

El proceso de factorización evidencia la estructura factorial que subyace a la escala. En relación al análisis exploratorio, el peso factorial de cada ítem se encuentra

concentrada en un solo factor subyacente tras el constructo funcionalidad familiar que explica el 53.4% de la varianza total siendo sus cargas factoriales elevadas. A pesar de esto, se presume la existencia de otros factores de la funcionalidad familiar no explicados por los ítems de la escala (Arias & Herrera, 1994). La varianza explicada por el factor es mayor al 20% mínimo requerido para determinar la unidimensionalidad (Carmines & Zeller 1979, en Domínguez, Villegas, Sotelo & Sotelo, 2012). Por otro lado, todos los valores factoriales fueron superiores a .50 lo que evidencia que los reactivos contribuyen significativamente a la evaluación del constructo funcionalidad familiar, lo que corrobora la estructura del factor.

En relación a la hipótesis de unidimensionalidad, se consideró adecuado la aplicación del análisis factorial confirmatorio, ya que estuvo guiado por supuestos previos (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010) y se le considera además como una aproximación fuerte a la validación de constructo (Messick, 1995; Pérez-Gil, Chacón & Moreno, 2000). En cuanto a la estructura unidimensional, esta coincide con el trabajo original (Smilkstein, 1978), permitiendo dar una idea de la configuración del instrumento. Los valores obtenidos en el modelo fueron óptimos, de acuerdo a lo señalado por Hu y Bentler (1998) en relación con presentar valores CFI y GFI superiores a 0.90 e inferiores a 1 para el RMSEA.

Nuestros resultados reportan un coeficiente chi-cuadrado de 208.324, significativo al $p = 0.01$, considerado como un ajuste adecuado, al tener un nivel de significación mayor a 0.05. Este resultado permite aceptar la hipótesis nula que postula la nulidad de los errores del modelo (Ruiz, Pardo & San Martín, 2010). No obstante, la hipótesis nula puede ser rechazada debido a que el estadístico chi-cuadrado es influido por el tamaño de la muestra, en donde una mayor muestra, es

más probable que la hipótesis nula sea rechazada (el nivel de significación asociado al chi-cuadrado es menor a 0.05).

Así mismo, el GFI y AGFI indican, para el primero, la proporción de covariación entre las variables explicada por el modelo propuesto (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). El AGFI es el GFI ajustado con base en los grados de libertad y el número de variables (Manzano & Zamora, 2010). En ambos casos, los valores obtenidos (GFI de 0.988 y AGFI de 0.957 respectivamente) son cercanos a uno, lo cual hace referencia a un buen ajuste, aceptándose valores a partir de 0.80 (Hair et al., 2004). Así mismo, el RMSEA es un índice que estima el error de aproximación a un modelo correcto (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010) donde un valor menor a 0.05 indica que el ajuste es bueno. En algunos casos, como el nuestro (RMSEA= 0.055), pueden aceptarse valores hasta 0.10, aunque es deseable un indicador cercano a cero (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Formiga, Rique, Camino, Mathias & Medeiros, 2011; Sánchez & Sánchez, 1998).

Por otro lado, el RMR nos indica la magnitud media de los residuales (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010), siendo valores menores a 0.05 indicadores de un buen ajuste (Sánchez & Sánchez, 1998), pero es deseable un indicador cercano a cero (Formiga et al., 2011). Finalmente, el CFI es importante para comparar de forma general el modelo estimado con el modelo nulo que indique independencia entre las variables estudiadas (Hair et al., 2004; Manzano & Zamora, 2010). Los valores cercanos a uno, como en nuestro estudio (.986) indican en qué medida el modelo especificado es mejor que el modelo nulo; siendo aceptados valores por encima de 0.80 (Hu & Bentler, 1998). La estructura unidimensional encontrada coincide con otros estudios (Castilla, et al., 2014; Chen, et al., 1980; Forero, et al., 2006; Garner, et al., 2001; Smilkstein, 1978).

Respecto al análisis de la invarianza, el test de diferencias χ^2 entre los datos de la muestra actual y la muestra previa indicó que las saturaciones y varianzas factoriales no son equivalentes, resultado que expresa una variación en la distribución de los ítems. Este resultado puede ser debido a la diferencia del tamaño de las muestras entre el estudio previo y el actual, así como a que las muestras poseen características distintas (los participantes del primer estudio son todos varones de colegios nacionales, mientras que los de la presente investigación son varones y mujeres de colegios públicos y privados) (García, et al., 2008).

Los resultados permiten concluir que la Escala APGAR – familiar, posee una adecuada validez factorial, lo que brinda evidencia favorable acerca de las mediciones referidas al constructo que se mide (Muñiz, 1996). El análisis factorial confirmatorio realizado ha logrado identificar un factor subyacente. Asimismo, el hallazgo del análisis factorial cumplen los tres criterios señalados por Anastasi (1974) para ser considerado un análisis adecuado: (a) estructura simple, (b) saturaciones positivas y (c) facilidad para la interpretación.

Entre las limitaciones del estudio debe señalarse la muestra no probabilística y la poca representatividad de la misma, lo cual lleva a considerar las conclusiones del estudio, como hipótesis previas para estudios posteriores; donde se realicen muestreos probabilísticos y se examine el comportamiento de la escala en una población diferente a la aquí estudiada. Por lo tanto, los resultados obtenidos aquí no son concluyentes, siendo necesario continuar las investigaciones con el objetivo de encontrar mayores evidencias acerca de la validez y confiabilidad de la escala. Se recomienda así, el empleo de otros métodos de validez como los planteados por Campbell y Fiske (1955) acerca de la validación mediante el método convergente

y divergente utilizando la matriz multirasgo-multimétodo, en una muestra más amplia.

Los resultados indican que la Escala APGAR-familiar, aplicada a estudiantes de secundaria de Lima Metropolitana, cuenta con adecuadas propiedades psicométricas que permiten considerarla como una medida válida y confiable de la percepción del funcionamiento familiar, que puede ser empleada en investigaciones futuras que relacionen esta variable con otras de tipo sociodemográficas o de personalidad. Finalmente, los resultados del estudio permiten contar con un instrumento válido y confiable para una medición rápida de la percepción del funcionamiento familiar en, que sirva para la aplicación de programas de intervención de promoción del buen funcionamiento familiar en esta población en particular.

REFERENCIAS

- Anastasi, A. (1974). *Test psicológicos*. Madrid: Aguilar Ediciones.
- Arias, W. (2013). Agresión y violencia en la adolescencia: La importancia de la familia. *Avances en Psicología*, 22 (1), 23-34.
- Bellón, J., Delgado, A., Luna, J. & Lardelli, P. (1996). Validez y fiabilidad del cuestionario de función familiar Apgar-familiar. *Aten Primaria*, 8 (6), 289-295.
- Bentler, P. (2006). *EQS 6 Structural Equations Program Manual*. Encino: Multivariati Software, Inc.
- Bollen K.A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: John Wiley & Sons.
- Byrne, B. (2001). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah: Lawrence Erlbaum.
- Campbell, D. T., y Fiske, D. W. (1955). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56, 81-105.
- Castilla, H., Caycho, T., Shimabukuro, T. & Valdivia, A. (2014). Percepción del funcionamiento familiar: Análisis psicométrico de la escala APGAR-familiar en adolescentes de Lima. *Propósitos y Representaciones*, 2(1), 49-63.
- Cezar, P. K., Rodrigues, P. M. & Arpini, D. M. (2015). A Psicologia na Estratégia de Saúde da Família: Vivências da Residência Multiprofissional. *Psicologia: Ciência e Profissão*, 35(1), 211-224. doi: 10.1590/1982-3703000012014
- Chen, Y., Chen, C., Hsu, S. & Lin, C. (1980). A preliminary study of family APGAR index. *Acta Paediatr Sinica*, 21, 210.
- Delgado, A. E., Ecurra, L. M. y Torres, W. (2006). *La medición en psicología y educación: teoría y aplicaciones*. Lima: Editorial Hozlo.
- Dessen, M. A. (2010). Estudando a família em desenvolvimento: desafios

- conceituais e teóricos. *Psicologia: Ciência e Profissão*, 30(spe), 202-219.
- Duhachek, A. & Iacobucci, D. (2004). Alpha's Standard Error (ASE): An Accurate and Precise Confidence Interval Estimate. *Journal of Applied Psychology*, 89(5), 792-808. doi: 10.1037/0021-9010.89.5.792
- Elosua, P. (2003). Sobre la validez de los tests. *Psicothema*, 15(2), 315-321.
- Forero, L., Avendaño, M., Duarte, Z. & Campo-Arias, A. (2006). Consistencia interna y análisis de factores de la escala APGAR para evaluar el funcionamiento familiar en estudiantes de básica secundaria. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 35 (1), 23-39.
- Ferrando, P. & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en Psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Formiga, N., Rique, J., Camino, C., Mathias, A. & Medeiros, F. (2011). Escala Multidimensional de Reatividade Interpessoal – EMRI: Consistência Estrutural da versão reduzida. *Revista de Psicologia*, 13(2), 188- 198.
- Friedemann, M. (1995). *The framework of systemic organization: A conceptual approach to families and nursing*. Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.
- García, J.F.: Pascual J.; Frias, M.D.; Van Krunckelsven, D. & Murgui, S. (2008). Diseño y análisis de la potencia: n y los intervalos de confianza de las medias. *Psicothema*, 20, 933-938.
- Garnerd, W., Ntting, P., Kelleher, K., Werner, J., Farley, T., Stewart, L., Hartsell, M. & Orzano, A. (2001), Does the family APGAR effectively measure family dinctioning? *The Journal of Family Practice*, 50(1),
- Guevara, A. & Duran, L. (1999). Funcionamiento familiar y problemas de conducta en escolares de una comunidad urbana. *Enfermería S. XXI Ciencia y Arte*, 4, 16-19.
- Gonzales, N. (2001). *Funcionamiento familiar en adolescentes de nivel medio y medio superior* (Tesis de maestría). Universidad Autónoma de Nueva León, Monterrey, N. L., México.
- Goldsmith, J. & Cwikel, J. (1993). Mortalidad de los jóvenes adultos, comparaciones internacionales. *Salud Pública de México*, 35 (2), 132- 147.
- Gutiérrez-Saldaña, P., Camacho-Calderón, N. & Martínez-Martínez, M. (2007). Autoestima, funcionalidad familiar y rendimiento escolar en adolescentes. *Atención Primaria*, 39 (11), 597-603. Recuperado de <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0212656707709861#>
- Gómez, F. & Ponce, R. (2010). Una nueva propuesta para la interpretación de Family APGAR (versión en español). *Revista Atención Familiar*, 17(4), 102-106.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. y Black, W. C. (2004). *Análisis Multivariante*. Madrid: Pearson.
- Harmon, S. & Thalman, S. (1996). *Foundations of family health care nursing theory, practice and reseach*. Philadelphia, FA: Davis Company.
- Hogan, T. (2004). *Pruebas psicológicas. Una introducción práctica*. México D.F.: Manual Moderno.
- Hu, L. y Bentler, P. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensivity to under parameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-453.
- Jöreskog K.G. (1969) A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 34, 183-202.
- Kaplan, R. M. & Saccuzzo, D. P. (2006). *Pruebas psicológicas. Principios, aplicaciones y temas*. México: Thomson.
- Kline, P. (1998). *The new psychometrics: science, psychology and measurement*. London: Routhledge.
- Ledesma, R., D., & Valero-Mora, P. (2007). Determining the Number of Factors to Retain in EFA: an easy-to-use

- computer program for carrying out Paralell Analysis. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 12(2).
<http://pareonline.net/pdf/v12n2.pdf>
- Manzano, A. & Zamora, S. (2010). *Sistema de ecuaciones estructurales: una herramienta de investigación*. México D.F.: Centro Nacional de Evaluación para la Educación Superior.
- Martínez, R. (1994). *Valoración del funcionamiento familiar en una comunidad suburbana del área metropolitana de Monterrey*. N.L. (Tesis de maestría). Universidad Autónoma de Nuevo Leon, Monterrey, N. L., México.
- Merino, C. & Lautenschlager, G. (2003). Comparación estadística de la confiabilidad Alfa de Cronbach: aplicaciones en la medición educacional y psicológica. *Revista de Psicología*, 12(2), 127-136.
- Messick, S. (1995). Standars of validity and the validity of standars in performance assessment. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 15, 5-12.
- Micceri, T. (1989). The unicorn, the normal curve, and other improbable creatures. *Psychological Bulletin*, 105(1), 156-166
- Montero, O. & León, I. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862.
- Muñiz, J. (1996). *Teoría clásica de los test*. Madrid: Ediciones Pirámide.
- Muñuzuri, N. (1994). Familias sanas par a las naciones, *Desarrollo Científico para la Enfermería*, 5 (2), 5.
- Ledesma, R. (2004). AlphaCl: un programa de cálculo de intervalos de confianza para el coeficiente alfa de Cronbach. *Psico-USF*, 9(1), 31-37.
- Newcombe, R. G. y Merino, C. (2006). Intervalos de confianza para las estimaciones de proporciones y las diferencias entre ellas. *Interdisciplinaria*, 23(2), 141-154.
- Olsson, U. (1979). Maximum likelihood estimation of the polychoric correlation coefficient. *Psychometrika*, 44, 443-460.
- Olson D.H., Portner J. & Lavee Y. (1985). *FACES III. Unpublished manuscript*. Minnesota: University of Minnesota
- Olson, H., McCubbin, H., Barnes, H., Larsen, A., Muxen, M. & Wilson, M. (1989). *Families: What makes them work*. Newbury Park: Sage.
- Pérez-Gil, J., Chacón, S. & Moreno, R. (2000). Validez de constructo: el uso del análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12(2), 442-446.
- Pérez A., Pérez, R., Martínez, M., Leal, F., Mesa, I. & Jiménez, I. (2007). Estructura y funcionalidad de la familia durante la adolescencia: Relación con el apoyo social, el consumo de tóxicos y el malestar psíquico. *Atención Primaria*, 39 (2), 61-65.
- Pérez, E., & Medrano, L. (2010) Análisis Factorial Exploratorio: Bases Conceptuales y Metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66.
- Prieto, G. & Delgado, A. (2010). Fiabilidad y Validez. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 67-74.
- Romer, D., Stanton, B., Galbraith, J. Feigelman, S., Black, M. & Li, X. (1999). Parental influence on adolescent sexual behavior in high-poverty setting. *Archives of Pediatrics & Adolescent Medical*. 153 (10), 1055-1062.
- Ruiz, M., Pardo, A. & San Martín, R. (2010). Modelos de Ecuaciones Estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45.
- Rosas, S. (1999). Funcionamiento familiar y rendimiento escolar del adolescente. *Enfermería S. XXI Ciencia y Arte*, 3, 4-17.
- Schreiber, J., Stage, F., King, J., Nora, A. & Barlow, E. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: a review. *The*

Journal of Education Research, 99(6), 323-337

- Sánchez, E. & Sánchez, M. (1998). Los modelos de estructuras de covarianza como método de validación de constructo. En Manzano, V. y Sánchez, M. (Comps.). *Investigación del Comportamiento. Innovaciones metodológicas y estrategias de docencia* (pp. 101-112). Sevilla: Instituto Psicosociológico Andaluz de Investigaciones.
- Sampson, R. & Laub, J. (1994). Urban poverty and the family context of delinquency: a new look at structure and process in a classic study. *Child Development*, 65 (2), 523-540.
- Smilkstein G. (1978). The family APGAR: A proposal for a family function test and its uses by physicians. *The Journal of Family Practice*, 6, 1231-1239.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychological Methods*, 16, 209-220.
- Young, F.W. (2003). ViSta "The Visual Statistics System". [programa informático]. Disponible en: URL: <http://forrest.psych.unc.edu/research/index.html>