



Revista Costarricense de Psicología

ISSN: 0257-1439

editorial@rcps-cr.org

Colegio Profesional de Psicólogos de
Costa Rica
Costa Rica

Copez-Lonzoy, Anthony; Villarreal-Zegarra, David; Paz-Jesús, Ángel
Propiedades psicométricas de la Escala de Comunicación Familiar en estudiantes
universitarios
Revista Costarricense de Psicología, vol. 35, núm. 1, enero-junio, 2016, pp. 31-46
Colegio Profesional de Psicólogos de Costa Rica
San José, Costa Rica

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=476754917006>

- 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

Propiedades psicométricas de la Escala de Comunicación Familiar en estudiantes universitarios

Psychometric Properties of the Family Communication Scale in College Students

Anthony Copez-Lonzoy, David Villarreal-Zegarra
y Ángel Paz-Jesús

Instituto Peruano de Orientación Psicológica, Perú

Resumen

El objetivo del presente trabajo es analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Comunicación Familiar (FCS) en una muestra de 491 estudiantes de una universidad privada en Lima Metropolitana, cuyas edades oscilan entre 16 y 28 años ($M = 20.31$, $DE = 3.08$). La muestra se dividió en dos grupos proporcionales. En el primero se realizó un análisis factorial exploratorio, $\chi^2(45) = 966.8$, $p < .001$, $n = 246$, para comparar los índices de bondad de ajuste en modelos de uno, dos y tres factores y encontrar un mejor ajuste en una solución unifactorial $GFI = .99$, $RMCR = .06$. Posteriormente, en el segundo grupo, se llevó a cabo el análisis factorial confirmatorio al comparar soluciones de uno, dos y tres factores. Se evidenció un mejor ajuste en un modelo de una dimensión $\chi^2 = 80.31$; $\chi^2/df = 2.36$; $CFI = 1.00$; $GFI = .995$; $AGFI = .992$; $RMSEA = .000$; $RMR = .050$ ($n = 245$). Se analizaron los errores del modelo y la invarianza por sexo y, finalmente, se estableció la confiabilidad con diferentes estimadores del alfa. Se obtuvo un alto nivel de consistencia interna. Se concluye que la FCS presenta adecuadas propiedades psicométricas, que apoyan su uso como instrumento de evaluación de la comunicación familiar en universitarios.

Palabras clave: comunicación familiar, familia, modelo circunplejo, estudiantes universitarios, análisis factorial.

Abstract

The aim of this paper is to analyze the psychometric properties of the Family Communication Scale (FCS) in a sample of 491 students at a private university in Lima, Peru, aged between 16 and 28 years ($\chi^2 = 20.31$, $SD = 3.08$). The sample was divided into two proportional groups. In the first, an exploratory factor analysis was made: $\chi^2(45) = 966.8$, $p < .000$, $n = 246$; extracting one dimension by the parallel analysis method, $GFI = .99$, $RMCR = .06$. Later, in the second group, a confirmatory factor analysis was conducted: $\chi^2 = 80.31$; $\chi^2/df = 2.36$; $CFI = 1.00$; $GFI = .995$; $AGFI = .992$; $RMSEA = .000$; $RMR = .050$ ($n = 245$), suitably adjusted to a single dimension. Model errors and gender invariance were analyzed and finally a reliability alpha was established with different estimators, obtaining a high level of internal consistency. We conclude that the FCS presents adequate psychometric properties that support its use as an assessment tool for family communication in college.

Keywords: Family communication, Family, Circumplex model, College students, Factor Analysis.

Anthony Copez-Lonzoy, David Villarreal-Zegarra y Ángel Paz-Jesús, Instituto Peruano de Orientación Psicológica - IPOPS, Perú.

La correspondencia en relación con este artículo se dirige a Anthony Copez Lonzoy, Jr. Manuel Corpancho 208 – Lima, Perú. Dirección electrónica anthonycopez@ipops.pe

La literatura señala la importancia del soporte familiar durante la formación universitaria (Garneau, Olmstead, Pasley & Fincham, 2013; Myers & Myers, 2015), en especial para nuestra cultura donde los vínculos familiares suelen ser más estrechos en comparación con otras (Llamas & Morgan, 2012). Los jóvenes universitarios constituyen una población de suma importancia para la sociedad, puesto que el futuro profesional representará la calidad en potencia de cada país; no obstante, existe la preocupación que problemas de diversa índole afecten su bienestar y los perjudiquen durante este proceso de formación (Soria-Barreto & Zúñiga-Jara, 2014).

De esta manera, diversos estudios han señalado la influencia que ejerce el contexto familiar en el desenvolvimiento de los estudiantes universitarios; en especial, la comunicación familiar es uno de los aspectos relacionales más importantes para el adecuado ajuste psicosocial de los jóvenes universitarios (Cava, 2003), que los afecta en aspectos tales como el proceso de adaptación al contexto universitario (Orrego & Rodríguez, 2001), la tendencia a mostrar conductas de riesgo (Aldeis & Afifi, 2013) e incluso factores de riesgo.

Los miembros de la familia intercambian información de forma constante, influyen y afectan la organización, debido a que la comunicación permite regular la proximidad emocional y la capacidad de adaptarse y reorganizarse a lo largo del ciclo vital de la familia, según lo propusieron Olson, Russell y Sprenkle (1989) en su modelo teórico de los sistemas maritales y familiares.

La propuesta inicial de Olson, Russell y Sprenkle (1989) se basa en la funcionalidad familiar, la cual se sostiene en tres dimensiones: 1) cohesión: sentimientos de cercanía o distancia emocional que perciben cada uno de los miembros en la dinámica familiar, 2) flexibilidad: corresponde a la capacidad de para adaptarse, cambiar los sistemas de poder, reglas, estrategias de solución en la familia y 3) la comunicación familiar: referida a la capacidad de transmitir información sobre los sentimientos, emociones, necesidades entre los miembros de la familia (Olson, 2000). Con base en este modelo se construyeron diversas escalas de evaluación, que han ido mejorándose con el tiempo, así también el modelo ha cambiado (Kouneski, 2002; Olson, 2011).

El rol de la comunicación en las relaciones familiares propició que se desarrollen instrumentos de evaluación que permitiesen caracterizarla en cada familia y facilitar su comprensión (Rogers, 2006). Nuevamente, Barnes y Olson (1982) desarrollaron un estudio piloto de la Escala de Comunicación Padres-Adolescentes (PACS, por sus siglas en inglés) con base en 35 reactivos, que tras el análisis factorial se delimitaron tres dimensiones: la apertura, los problemas y la selectividad (Olson, Gorall & Tiesel, 2006). Posteriormente, la versión final de PACS consistió en 20 ítems y dos subescalas para medir la comunicación en familias con uno o más hijos adolescentes: apertura a la comunicación familiar y problemas en la comunicación familiar. El tercer factor (selectividad) fue incluido dentro del factor de problemas. Así, sus ítems cargaron dentro de este factor problemas cuando se restringió el análisis a solo dos factores (Olson et al., 2006).

La primera dimensión de apertura de la comunicación familiar evalúa el grado en que los miembros de la familia se sienten libres y satisfechos con la comunicación familiar, mientras que la segunda dimensión, problemas en la comunicación familiar, evalúa el grado aspectos disfuncionales en la comunicación, tales como dificultades en la integración, estilos negativos de interacción familiar y la selectividad sobre lo compartido en el sistema familiar.

La nueva versión de la Escala de Comunicación Familiar (FCS) consta de 10 ítems basada de la PACS, entre las ventajas más importantes sobre esta escala están la facilidad y la rapidez de su aplicación además de poder ser utilizado con diversos tipos de familia, según la composición y/o en las distintas etapas del ciclo de vida.

Estudios como el de Boiccco, Cacciopo, Laghi, y Taffà (2013) evaluaron la confiabilidad, la validez y la estructura factorial del paquete FACES IV (*Family Adaptability and Cohesion Evaluation Scale*) en su cuarta versión está conformada por seis dimensiones, tres asociadas a la cohesión (desligada, cohesión balanceada y enmarañada) y tres a la flexibilidad (rígida, flexibilidad balanceada y caótica). Estas también se agrupan en dos dimensiones balanceadas y cuatro desbalanceadas o extremas. La combinación de las seis ofrece una evaluación más completa del funcionamiento de la familia (Olson & Gorall, 2006) con una población adolescente de Italia ($n = 1416$, $M = 17.38$, $DE = 2.67$) de adolescentes y varones ($n = 744$) y mujeres ($n = 672$), entre los 13 y 22 años de edad, divididos en tres grupos de 13 a 15 ($n = 341$), 18 ($n = 477$), y 19 a 22 ($n = 598$). Esta escala fue correlacionada con la Escala de Comunicación Familiar - FCS (Olson et al., 2006) y se encontraron correlaciones fuertes y positivas con las escalas balanceadas y las correlaciones negativas con las escalas no balanceadas.

Koutra, Triliva, Roumeliotaki, Lionis y Vgotzas (2012), en Grecia, realizaron un estudio con 584 participantes, entre hombres ($n = 189$, 32.4%) y mujeres ($n = 395$, 67.6%), cuyo rango de edad oscila entre 17 y 65 años encontrando un valor de .90 para consistencia interna y el análisis de consistencia mediante test retest se obtuvo un valor de .98, con una fuerte relación estadísticamente significativa ($r = .78$, $p < .001$) con la escala de satisfacción familiar.

Asimismo, Rivero y Martinez-Pampliega (2010) realizaron una adaptación cultural del instrumento de Patrones de Comunicación Familiar - R, que mide dos dimensiones en el funcionamiento familiar: la orientación a la conversación (grado en que las familias aperturan un clima que anima a sus miembros a participar con libertad en las interacciones) y la orientación a la conformidad (grado en el que la comunicación familiar favorece a la homogeneidad en actitudes, valores y creencias), con un muestra de 455 estudiantes universitarios del país vasco, cuyo rango de edad fue de 18 a 25 años ($M = 20.5$, $DE = 1$) entre las cuales las mujeres conforman el 73.6 % de la muestra, sometidas a validez convergente con el Escala de Comunicación Familiar (FCS). Se encontraron asociaciones estadísticamente significativas ($r = .79$, $p < .001$) con la dimensión de expresión de ideas personales y la dimensión de aceptación a la diferencia ($r = .69$, $p < .001$). Sin embargo, con respecto a la dimensión de obediencia, las relaciones no fueron de gran magnitud ($r = -.19$, $p < .001$).

A nivel nacional, la Escala de Comunicación Padres-Adolescentes PACS (Barnes & Olson, 1982) fue adaptada en población universitaria en Lima por Bueno (1996) y aplicada en diferentes contextos (Araujo, 2008; Bulnes et al., 1999). Sin embargo, la versión actual de 10 ítems, la Escala de Comunicación Familiar (Olson et al., 2006), no cuenta con una adaptación en población peruana.

De acuerdo con lo expuesto anteriormente, el objetivo de este estudio es analizar las propiedades psicométricas de la escala de comunicación familiar, evidencia de confiabilidad y validez que sustenten su uso en el contexto universitario.

Método

Diseño

La presente es una investigación de tipo instrumental, porque estos estudios están encaminados al desarrollo escalas de medida psicológica. Se incluyen tanto su diseño como adaptación, además del estudio de las propiedades psicométricas (Ato, López & Benavente, 2013; Montero & León, 2002, 2005). El estudio busca analizar la confiabilidad y la unidimensionalidad de la Escala de Comunicación Familiar de Olson et al. (2006).

Participantes

Se accedió a la muestra de manera no aleatoria y estuvo conformada inicialmente por 527 estudiantes universitarios (151 varones y 376 mujeres). No obstante, debido a que el grupo mayoritario se encontraba entre el rango de 16 y 28 años (96.27%), se resolvió homogenizar las características de la muestra de acuerdo con este rango edad, cuya muestra final estuvo constituida por 491 (145 varones y 346 mujeres ($M = 20.31$, $DE = 3.08$) de Lima. Todos los participantes eran solteros y nunca se habían casado, su nivel educativo es superior incompleto, estatus socioeconómico medio bajo. El 63,9% de los participantes solo estudian ($n = 234$) y el 36,1% estudia y trabaja ($n = 122$). El 76% de los participantes nacieron en Lima ($n = 257$) y el 24% en zona rural ($n = 81$).

Instrumentos

Escala de Comunicación Familiar (Olson et al., 2006a)

La escala de comunicación familiar (FCS) está conformada por 10 ítems de tipo Likert de cinco alternativas, cuya valoración es 1 (extremadamente insatisfecho), 2 (generalmente insatisfecho), 3 (indeciso), 4 (generalmente satisfecho) y 5 (extremadamente satisfecho), con una puntuación máxima posible de 50 y mínima de 10. Se define la comunicación familiar como el acto de transmitir información, ideas, pensamientos y sentimientos entre los miembros de una unidad familiar, a través de la percepción de satisfacción respecto de la comunicación familiar, escuchar, expresión de afectos, discutir ideas y mediar conflictos. En la versión original ($n = 2465$) representa a la población estadounidense ($M = 36.2$, $DE = 9.0$, $\alpha = .90$) (Anexo 1).

Procedimiento

En primer lugar, se utilizó el método de traducción hacia adelante (Forward translation) con base en la escala original (*Family Communication Scale* – FCS) y fueron traducidas diversas versiones de esta por un grupo de expertos a criterio de los investigadores. Las versiones traducidas fueron integradas hasta la escala final que fue empleada en la investigación (Hambleton, 1996; Muñiz, Elosua & Hambleton, 2013).

El instrumento se aplicó a los estudiantes universitarios, de forma grupal, en un ambiente bien iluminado, amplio y dando las indicaciones de forma pausada y clara. Para ejecutar el estudio, fue solicitado el permiso correspondiente a las autoridades universitarias y posteriormente a los docentes para realizar las evaluaciones en el horario habitual de clases. La participación fue voluntaria mediante la firma de un consentimiento informado.

Se utilizaron cuatro programas estadísticos, el SPSS 22 para realizar el análisis aleatorio de los grupos de análisis factorial; el FACTOR (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2007) para el análisis descriptivo,

el análisis factorial exploratorio (AFE) y de confiabilidad; el EQS 6.1 para el análisis factorial confirmatorio (AFC) y el AMOS 22 para el análisis de la invarianza en varones y mujeres, en el modelo 1 sin restricciones, en el modelo 2 restringido con cargas factoriales y en el modelo 3 de cargas y covarianzas.

Resultados

Análisis preliminar de la escala

Se analizaron los datos mediante estadísticos de tendencia central y de dispersión ($M = 35.82$, $DE = 8.10$, $n = 491$, $Min = 10$, $Max = 50$). La homogeneidad se examinó mediante el grado de asociación entre los ítems que conforman la prueba y el test (Elosua, 2003). Además, se retuvieron valores que puntuaron mayor de .20, en la correlación ítem-test, por lo que no se eliminó ningún ítem (ver tabla 1).

Tabla 1

Media, desviación estándar, asimetría, curtosis y correlación ítem-test corregida ($n=491$) para los ítems de la Escala de Comunicación Familiar

	<i>M</i>	<i>DE</i>	Asimetría	Curtosis	Correlación ítem-test corregida
Ítem 1	3.63	1.13	-.629	-.404	.638
Ítem 2	3.60	1.11	-.522	-.589	.721
Ítem 3	3.80	1.13	-.795	-.219	.690
Ítem 4	3.71	1.10	-.630	-.389	.716
Ítem 5	3.24	1.24	-.308	-.932	.675
Ítem 6	3.55	1.14	-.642	-.408	.639
Ítem 7	3.74	1.06	-.860	.322	.682
Ítem 8	3.71	1.18	-.838	-.090	.750
Ítem 9	3.09	1.23	-.169	-.964	.448
Ítem 10	3.76	1.17	-.754	-.286	.730
Total	35.82	8.10	-.496	-.249	-

Se utilizó el análisis de Mardia (1970) para la asimetría y curtosis multivariante. Se halló un coeficiente de asimetría de 15.843, $g/2 = 220$, $p = 1.00$ y un coeficiente de curtosis de 163.143, $p < .001$. Se mostró que no existe una distribución de normalidad multivariante en los datos.

Posteriormente, se dividió la muestra en dos grupos equivalentes seleccionados aleatoriamente a través del programa SPSS 22. En el primer grupo se llevó a cabo AFE ($n = 246$) y en el segundo AFC ($n = 245$), de acuerdo con Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco (2014).

Análisis Factorial Exploratorio

El análisis previo a la aplicación del AFE indicó una matriz de la determinante de .018. La medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) obtuvo un valor de .895 considerado como muy bueno (Pardo & Ruiz, 2002; Hair, Anderson, Tatham & Black, 1999). Adicionalmente, la prueba de Bartlett también

A. COPEZ-LONZOY, D. VILLARREAL-ZEGARRA, A. PAZ-JESÚS

presentó un resultado adecuado para el cuestionario, $\chi^2(45) = 966.8$, $p < .001$ indicando suficiente intercorrelación de los ítems, al ser coherente la aplicación del análisis factorial en los datos de la muestra.

Se utilizaron matrices policóricas conforme a la naturaleza de las variables (discretas o no continuas) (Domínguez, Villegas & Centeno, 2014) (ver tabla 2).

Tabla 2

Matrices de correlaciones policóricas para los ítems de la Escala de Comunicación Familiar

	Ítem 1	Ítem 2	Ítem 3	Ítem 4	Ítem 5	Ítem 6	Ítem 7	Ítem 8	Ítem 9	Ítem 10
Ítem 1	1									
Ítem 2	.514	1								
Ítem 3	.501	.464	1							
Ítem 4	.399	.505	.580	1						
Ítem 5	.427	.514	.360	.506	1					
Ítem 6	.291	.429	.393	.488	.533	1				
Ítem 7	.332	.482	.310	.526	.531	.460	1			
Ítem 8	.513	.514	.489	.538	.545	.520	.615	1		
Ítem 9	.342	.319	.203	.292	.406	.346	.303	.512	1	
Ítem 10	.447	.489	.554	.545	.438	.380	.492	.600	.423	1

Para extraer y determinar el número de factores más apropiado se utilizó el criterio de análisis paralelo (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) y el criterio de Kaiser-Guttman o raíz latente (Hair et al., 1999). En ambos casos se coincide en una solución unifactorial (ver figura 1). El valor de la varianza explicada es de 56.5%, lo que supera el mínimo requerido de 40% (Lloret-Segura et al., 2014).

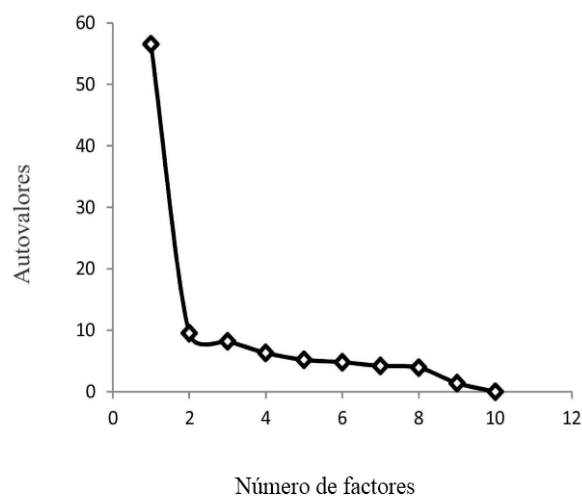


Figura 1. Gráfico de sedimentación de los autovalores del análisis paralelo para la Escala de Comunicación Familiar

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE COMUNICACIÓN FAMILIAR EN ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS

Se utilizó el método de estimación de factores de mínimos cuadrados no ponderados (MLS). Para diferentes soluciones factoriales, se usó uno, dos y tres factores con rotación promin (Lorenzo-Seva, 1999) siguiendo la recomendaciones de Ferrando y Lorenzo-Seva (2014) para evaluar el mejor ajuste del modelo. En el primer modelo, como era de un solo factor, no se realizó la rotación (Pérez & Medrano, 2010). Se mostró un ajuste adecuado.

En un modelo de dos factores, los ítems que forman el segundo factor no se diferencian realmente del primer factor, porque la diferencia entre ellos es menor a .20 (Hair et al., 1999). Se identifica un mejor ajuste en un modelo unifactorial (ver tabla 3).

Tabla 3

Cargas factoriales de los modelos de uno, dos y tres factores (n=246) con Rotación Promin para los ítems de la Escala de Comunicación Familiar

	Modelo de un factor		Modelo de dos factores		Modelo de tres factores		
	F1	h^2	F1	F2	F1	F2	F3
Ítem 1	0.614	0.337	0.315	0.354	-	0.460	0.444
Ítem 2	0.701	0.491	0.499	-	0.319	-	-
Ítem 3	0.636	0.404	-0.352	1.216	-	1.070	-
Ítem 4	0.730	0.533	0.414	0.375	0.599	0.399	-
Ítem 5	0.702	0.493	0.751	-	0.612	-	-
Ítem 6	0.629	0.396	0.592	-	0.627	-	-
Ítem 7	0.675	0.456	0.752	-	0.866	-	-
Ítem 8	0.814	0.663	0.749	-	-	-	0.524
Ítem 9	0.510	0.260	0.610	-	-	-	0.920
Ítem 10	0.726	0.527	0.436	0.346	-	0.412	0.348
<i>GFI</i>	0.99		0.99		1.00		
<i>RMCR</i>	0.06		0.04		0.03		

Nota. No se registran los valores inferiores a 0.300. h^2 = communalidades

En el modelo de tres factores se eliminarían los ítems 1, 4 y 10 de manera que los factores residuales tienen dos ítems, lo cual lo vuelve insuficiente para identificarlo como factor, pues la mínima cantidad de ítems es tres. Estos resultados apoyarían a un modelo unifactorial.

Se usó el Índice de Bondad de Ajuste (*GFI*) y la Raíz Media Cuadrática Residual (*RMCR*) para determinar el nivel de ajuste del modelo (ver tabla 3). El *GFI* puntuó de .99 a 1.00, de manera que se considera un adecuado ajuste del modelo (Ruiz, Pardo & San Martín, 2010). Además, el *RMCR* considera como “muy aceptables” valores por debajo de .05 (Lloret-Segura, et al., 2014). Los resultados sugieren un ajuste moderado hacia un solo factor.

Análisis Factorial Confirmatorio

Se realizó el AFC con base en modelos de uno, dos y tres factores, según lo sostiene Olson et al. (2006) y Olson y Gorall (2006). Se utilizó el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados, debido a que no se cumplió el criterio de normalidad multivariada (Lloret-Segura et al., 2014).

Para interpretar el modelo factorial de manera eficiente, se utilizaron varios indicadores de ajuste. Ello permitió así una mejor evaluación (Arias, 2008; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Hair et al., 1999; Hu & Bentler, 1998; Lloret-Segura, et al., 2014; Manzano & Zamora, 2010; Ruiz et al., 2010). Los indicadores seleccionados fueron Chi-cuadrado (χ^2), Índice de Bondad de Ajuste (*GFI*), Índice de Aproximación de la Raíz de Cuadrados Medios del Error (*RMSEA*), Índice de la Raíz del Cuadrado Medio del Residuo (*RMR*), Índice de Ajuste Comparativo (*CFI*), Criterio de Información de Akaike (*AIC*) y la Constante del Criterio de Información de Akaike (*CAIC*).

El χ^2 considera un ajuste adecuado en tanto exista un nivel de significación asociado mayor a .05 y acepta la hipótesis nula de que todos los errores del modelo son nulos (Ruiz, Pardo & San Martín, 2010). Así, el χ^2/gl considera un buen ajuste cuando es menor a tres (Ruiz, Pardo & San Martín, 2010).

El *GFI* es un coeficiente de determinación multivariado que indica la proporción de covariación entre las variables. Se explica por el modelo propuesto (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Ruiz et al., 2010). También, se utilizó el *AGFI*, que es el *GFI* ajustado con base en los grados de libertad y el número de variables (Manzano & Zamora, 2010). En ambos valores próximos a uno señalan un buen ajuste y se aceptan valores desde .95 (Hair, et al., 1999; Lloret-Segura, et al., 2014).

El *RMSEA* constituye un índice relativo a los grados de libertad, que busca estimar la discrepancia que habría entre la matriz de correlación poblacional y la matriz reproducida por el modelo propuesto. Los valores por debajo a .05 se consideran excelentes, pero los valores mayores a .08 señalan ajuste insuficiente (Lloret-Segura, et al., 2014).

El *RMR* es medida descriptiva que indica la magnitud media de las correlaciones residuales. Se prefieren puntajes cercanos a cero. Hasta .05 se considera buen nivel de ajuste (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010).

Se realizó el *CFI* porque es importante comparar de forma general el modelo estimado con el modelo nulo que indica independencia entre las variables estudiadas (Hair et al., 1999). Los valores cercanos a uno indican en qué medida el modelo especificado es mejor que el modelo nulo. Se aceptaron los valores por encima de .90 (Hu & Bentler, 1998).

En el *AIC* y la *CAIC* buscan comparar modelos e identificar el que presenta un mejor ajuste con base en el menor valor posible encontrado (Byrne, 1994) (ver Tabla 4).

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE COMUNICACIÓN FAMILIAR EN ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS

Tabla 4
Índice de ajuste de la Escala de Comunicación Familiar (n=245)

Modelos	χ^2	g.l.	$\chi^2/g.l.$	CFI	GFI	AGFI	RMSEA	RMR	AIC	CAIC
1 Factor	80.31*	34	2.36	1.00	.995	.992	.000	.050	12.31	-140.73
2 Factores	43194.78*	29	1489.47	1.00	.996	.992	.007	.047	43136.78	43006.25
3 Factores	478.96*	29	16.51	0.00	.661	.357	.559	.409	420.96	290.42

*p < .01

Según los resultados, los valores obtenidos indican que los datos se ajustan satisfactoriamente al modelo unidimensional.

Análisis de la invarianza según sexo

Se espera que la distribución de las puntuaciones observadas en las respuestas a un test respondan al espacio de la dimensión latente que se evalúa. Por lo tanto, se analizó la invarianza del modelo (Mellenbergh, 1989; Meredith, 1993). Se establecieron tres modelos con restricciones progresivas (Byrne, 1994; Widaman & Reise, 1997): 1) modelo uno no imponía restricciones de igualdad; 2) modelo dos impuso la restricción de igualdad de cargas factoriales y 3) modelo tres, la igualdad de cargas y covarianzas.

Se utilizó Chi-cuadrado (χ^2), grados de libertad (gl) y Chi cuadrado sobre grados de libertad (χ^2/gl) e indicadores como RMSEA. Cheung y Rensvold (2002) recomiendan el uso de índice de Ajuste Comparativo (CFI), índice de ajuste normado (NFI) y criterio de Información de Akaike (AIC) para comparar modelos, debido a que estas medidas son independientes de la complejidad del modelo y el tamaño de la muestra no están correlacionados con el modelo χ^2 (ver tabla 5).

Tabla 5
Invarianza en submuestras conformadas según sexo (varones vs. mujeres)

Modelos	N.P.	χ^2	gl	χ^2/gl	AIC	RMSEA	NFI	CFI	C.M.	Δgl	ΔCFI	$\Delta \chi^2$	p
Modelo 1 Sin restricciones	40	185.300	70	2.647	265.30	.058	.913	.944	-	-	-	-	-
Modelo 2 Restricciones de cargas	31	202.524	79	2.564	264.52	.057	.905	.940	2 vs 1	9	.004	17.224	.045
Modelo 3 Restricción de cargas y covarianzas	30	203.777	80	2.547	263.78	.056	.905	.940	3 vs 1	10	.004	18.476	.047

Nota. N.P. = Número de parámetros; C.M. = Comparación de modelos. Hombres (n=145) y mujeres (n=34)

Posteriormente, se compararon los tres modelos. Se encontró que los valores del *CFI* como del *RMSEA* fueron adecuados; adicionalmente, se evidenció que existen diferencias significativas entre los modelos y que la ΔCFI superó el .001. Se señaló la ausencia invarianza métrica entre los grupos analizados (Byrne, 1994).

Análisis de confiabilidad

Los valores de los errores de los ítems del modelo fluctúan entre .041 y .082, lo que equivaldría al 8% de la varianza no explicada. Se indica así que las puntuaciones tienen poca distorsión por lo que las estimaciones de las puntuaciones obtenidas tienen una adecuada precisión.

Adicionalmente, al analizar los errores, se analizó la confiabilidad al utilizar los siguientes indicadores: ($n = 491$) el índice de consistencia interna alfa de Crombach $\alpha = .887$, que establece un alto nivel de consistencia interna (Oviedo & Campo-Arias, 2005) y el alfa ordinal (Elosua y Zumbo, 2008), que puntúa un valor de $\alpha = .908$ y supera el mínimo requerido de .85, por lo que se puede afirmar un alto nivel de consistencia interna (DeVellis, 2012). Finalmente, la confiabilidad de GLB o *Greatest Lower Bound* $\alpha = .938$ se encuentra en un alto nivel de consistencia interna (Berge & Socan, 2004).

Discusión

El objetivo del presente estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la escala de comunicación familiar y aportar evidencias de confiabilidad y validez que sustenten su uso en el contexto universitario. Se encuentran puntuaciones óptimas en la confiabilidad en sus diferentes indicadores (Berge & Socan, 2004; DeVellis, 2012; Oviedo & Campo-Arias, 2005), lo cual constituye un indicador de la fiabilidad en la medición del instrumento (Elosua & Zumbo, 2008). Así mismo, se analizaron los errores del modelo y se encontró que tienen poca distorsión por lo que las estimaciones de las puntuaciones obtenidas incluyen una adecuada precisión.

Siguiendo las recomendaciones actuales en el análisis factorial, el AFE se realizó a través del criterio de extracción de análisis paralelo (Lloret-Segura et al., 2014; Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011). Esto permitió comparar modelos de una, dos y tres dimensiones. Se halló un mejor ajuste en el modelo unidimensional.

En el AFC, la comparación de los índices de bondad de los tres modelos mostró que la solución unifactorial presenta un mejor ajuste. Así mismo, los índices χ^2/gl , *GFI*, *CFI*, *AGFI* y *RMSEA* se encuentran en los niveles óptimos (Hair et al., 1999; Hu & Bentler, 1998; Lloret-Segura et al., 2014; Manzano & Zamora, 2010; Ruiz et al., 2010). Se evidenció un mejor ajuste en la solución factorial.

A partir de los resultados del AFE y el AFC se concluye que la solución factorial de una sola dimensión se ajusta de forma más adecuada en comparación a la de dos y tres dimensiones. Estos hallazgos reafirman lo propuesto por los autores de la prueba, en la versión actual del modelo circunplejo (Olson et al., 2006; Olson & Gorall, 2006) y se diferencia de la conceptualización anterior (Barnes & Olson, 1982). En este sentido, se corrobora, teórica y empíricamente, el modelo de una sola dimensión de la escala de comunicación familiar a diferencia de las dos dimensiones de la escala PACS para adolescentes, predecesora de la escala actual.

Además, en un esfuerzo por presentar indicadores de validez concurrente se realizó un análisis de invarianza métrica entre los grupos según sexo. Se evidenció la ausencia de invarianza entre ambos grupos al haberse comparado tres modelos uno sin restricciones, con restricciones y con restricciones y covarianzas.

Es necesario señalar que entre las limitaciones de la investigación se encuentran la dificultad para la generalización de los resultados en diferentes poblaciones, como es propio de estudios no probabilísticos (Ato et al., 2013; Montero & León, 2002, 2004); sin embargo, estos hallazgos pueden servir para una aproximación a la realidad particular del contexto universitario, en caso de aplicarse un diseño propiamente probabilístico en el futuro (Merino, 2014).

Se han desarrollado estudios sobre las diferentes problemáticas que afectan el bienestar psicológico en estudiantes universitarios (Baader et al., 2014; Barra, 2010; Becerra-González & Reidl, 2015; Caballero et al., 2015). De tal manera, los hallazgos de esta investigación permitirían contar con un instrumento que nos acercaría al estudio de las complejas variables implicadas en la dinámica familiar. Variables que desempeñan un rol fundamental en el bienestar psicológico de los estudiantes universitarios (Baader et al., 2014; Cava, 2003).

Finalmente, la literatura señala que la comunicación familiar funge como variable mediadora de múltiples aspectos de la dinámica familiar, esto debido a que la comunicación familiar regula la proximidad emocional y la capacidad de adaptarse y reorganizarse a lo largo del ciclo vital de la familia, según lo propusieron Olson, Russell y Sprenkle (1989). El aporte de este estudio es brindar evidencia de validez de la FCS y que pueda ser utilizada posteriormente en diversas investigaciones sobre las relaciones familiares en estudiantes universitarios, puesto que constituye un tema sumamente relevante en especial en un contexto tan ligado al ámbito familiar como es el latinoamericano (Llamas & Morgan, 2012).

Referencias

- Aldeis, D., & Afifi, T. D. (2013). College students' willingness to reveal risky behaviors: The influence of relationship and message type. *Journal of Family Communication*, 13(2), 92-113. doi: 10.1080/15267431.2013.768246
- Arias, B. (2008). *Desarrollo de un ejemplo de análisis factorial confirmatorio con LISREL, AMOS y SAS*. Trabajo presentado en Seminario de Actualización en Investigación sobre Discapacidad (SAID). Recuperado de http://gredos.usal.es/jspui/bitstream/10366/82465/1/VI_SimposioCientificoSaid.pdf#page=76
- Araujo, E. (2008). Comunicación padres-adolescentes y estilos y estrategias de afrontamiento del estrés en escolares adolescentes de Lima. *Cultura*, 22, 227-246.
- Ato, M., López, J. & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales en psicología*, 29(3), 1038-1059. doi:10.6018/analesps.29.3.178511
- Baader, T., Rojas, C., Molina, J. L., Gotelli, M., Alamo, Fierro, C., ... Dittus, P. (2014). Diagnóstico de la prevalencia de trastornos de la salud mental en estudiantes universitarios y los factores de riesgo emocionales asociados. *Revista chilena de neuro-psiquiatría*, 52(3), 167-176. doi: 10.4067/S0717-92272014000300004.
- Barra, E. (2010). Bienestar psicológico y orientación de rol sexual en estudiantes universitarios. *Terapia psicológica*, 28(1), 119-125. doi: 10.4067/S0718-48082010000100011.

-
- Barnes, H. L., & Olson, D. H. (1982). Parent-Adolescent Communication. En Olson, D.H, McCubbin, H.I., Barnes, H., Larsen, A., Muxen M. y Wilson M. (eds), *Family inventories: Inventories used in a national survey of families across the family life cycle*, 43-49. St. Paul, MN: University of Minnesota.
- Becerra-González, C. E., & Reidl, L. M. (2015). Motivación, autoeficacia, estilo atribucional y rendimiento escolar de estudiantes de bachillerato. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 17(3), 79-93.
- Berge, J. M., & Socan, G. (2004). The greatest lower bound to the reliability of a test and the hypothesis of unidimensionality. *Psychometrika*, 69(4), 613-625.
- Boiccco,R., Cacciopo, M., Laghi, F. & Taffá, M. (2013). Factorial and Construct validity of FACES IV Amog Italian adolescent. *Journal of Child and Family Studies*, 22, 962 – 970.
- Bueno, R. (1996). *Validación, confiabilidad y correlación entre las Escalas de Comunicación Padres-Adolescentes y Satisfacción Familiar en estudiantes de una universidad de Lima* (Tesis de maestría inédita). Universidad San Martín de Porres, Lima.
- Bulnes, M., Ponce, C., Huerta, R., Santivañez, R., Riveros, M., Aliaga, J. & Hidalgo, J. (1999). Calidad de vida y comunicación familiar en madres adolescentes. *Revista de Investigación Psicológica*, 2(2), 99-113.
- Byrne, B. M. (1994). *Structural equation modeling with EQS and EQS/Windows*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Caballero, C., González, O., & Palacio, J. (2015). Relationship between burnout and engagement, with depression, anxiety and academic performance in university students. *Revista Salud Uninorte*, 31(1), 59-69. doi: 10.14482/sun.30.1.4309.
- Cava, M. (2003). Comunicación familiar y bienestar psicosocial en adolescentes. *Actas del VIII Congreso Nacional de Psicología Social*, 1(1), 23-27. Málaga: Universidad de Málaga.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233–255.
- DeVellis, R. F. (2012). *Scale Development, Theory and Applicatons*. Los Angeles: SAGE.
- Dominguez, S., Villegas, G. & Centeno, S. (2014). Procrastinación académica: validación de una escala en una muestra de estudiantes de una universidad privada. *Liberabit*, 20(2): 293-304.
- Elosua, P. (2003). Sobre la validez de los tests. *Psicothema*, 15(2), 315-321.
- Elosua, P. & Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901.
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2014).El análisis factorial exploratorio de los ítems: algunas consideraciones adicionales. *Anales de psicología*, 30(3), 1170-1175
- Garneau, C., Olmstead, S. B., Pasley, K., & Fincham, F. D. (2013). The role of family structure and attachment in college student hookups. *Archives of sexual behavior*, 42(8), 1473-1486. doi: 10.1007/s10508-013-0118-9

- Hair, J.F.; Anderson, R.E.; Tatham, R.L. & Black, W. (1999). *Análisis Multivariante*. Madrid: Prentice Hall.
- Hambleton, R. K. (1996). Adaptación de tests para su uso en diferentes idiomas y culturas: fuentes de error, posibles soluciones y directrices prácticas. En J. Muñiz (Coor.), *Psicometría* (pp. 207-238). Madrid: Universitat.
- Hu, L. & Bentler, P. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-453.
- Kouneski, E. (2002). *Circumplex model and FACES: Review of literature*. Recuperado de <http://www.facesiv.com>.
- Koutra, K., Triliva, S., Roumeliotaki, T., Lionis, C. & Vgotzas, A. (2012). Cross cultural adaptation and validation of the greek version of the family adaptability and cohesion evaluation scales IV package – FACES IV package. *Journal of Family Issues*, 34(12), 1647-1672. doi: 10.1177/0192513X12462818.
- Llamas, J. D. & Morgan, M. (2012). The Importance of Familia for Latina/o College Students: Examining the Role of Familial Support in Intragroup Marginalization. *Cultural Diversity and Ethnic Minority Psychology*, 18(4), 395- 403 doi: 10.1037/a0029756.
- 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*, 30(3), 1151-1169. dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361
- Lorenzo-Seva, U. (1999). Promin: a method for oblique factor rotation. *Multivariate Behavioral Research*, 34, 347-356.
- Lorenzo-Seva, U. & Ferrando, P. (2007). *FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model*. Tarragona, España: University Rovira i Virgili.
- Manzano, A. & Zamora, S. (2010). *Sistema de ecuaciones estructurales: una herramienta de investigación*. México D.F.: Centro Nacional de Evaluación para la Educación Superior.
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewnees and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57, 519-530.
- Merino, C. (2014). *Evidencias psicométricas para una batería de habilidades de aprendizaje para el despistaje del rendimiento académico en primer grado de primaria* (Tesis de maestría inédita). Universidad San Martín de Porres, Lima.
- Mellenbergh, G. (1989). Item bias and item response theory. *International Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 24, 49-82.
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58(4), 525-543.
- Montero, I. & León, O. (2002). Clasificación y descripción de las metodologías de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 2(3), 503-508.
- Montero, I. & León, O. (2005). Sistema de clasificación del método en los informes de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(1), 115-127.
- Muñiz, J., Elosua, P. & Hambleton, R. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157.

-
- Myers, S. M., & Myers, C. B. (2015). The confluence of family and academic lives: Implications for assessment practices of college student learning in higher education institutions in the United States. *The Social Science Journal*, 52(4), 527-535. doi. 10.1016/j.soscij.2015.03.003
- Olson, D., Russell, C., & Sprenkle, D. (1989). *Circumplex model: Systemic Assessment and Treatment of Families*. New York: Haworth Press.
- Olson, D. H. (2000). Circumplex Model of Marital and Family Systems. *Journal of Family Therapy*, 22(2), 144-167.
- Olson, D., Gorall, D., & Tiesel, J. (2006). *FACES IV Package. Administration Manual*. Minnesota: Life Innovations.
- Olson, D., & Gorall, D. (2006). *FACES IV & the Circumplex Model*. Minnesota: Life Innovations.
- Olson, D. (2011). Faces IV and the circumplex model: Validation study. *Journal of marital and family therapy*, 37(1), 64-80.
- Orrego, V. O., & Rodriguez, J. (2001). Family communication patterns and college adjustment: The effects of communication and conflictual independence on college students. *The Journal of Family Communication*, 1(3), 175-189. doi: 10.1207/S15327698JFC0103_02
- Oviedo, H., & Campo-Arias, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista colombiana de psiquiatría*, 34(4), 572-580.
- Pardo, A., & Ruiz, M. (2002). *SPSS II Guía para el análisis de datos*. Madrid: Mc Graw – Hill.
- Pérez, E., & Medrano, L. (2010). Análisis Factorial Exploratorio: Bases Conceptuales y Metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66.
- Rivero, N., & Martínez-Pampliega, A. (2010). Adaptación cultural del Instrumento “Patrones de Comunicación Familiar- R”. *European Journal of Education and Psychology*, 3(1), 141 – 153.
- Rogers, E. (2006). Introduction: A reflective view on the development of family communication. En L. Turner y R. West (Eds.), *The family communication sourcebook* (pp. 15-20). Thousand Oaks: Sage.
- Ruiz, M., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de Ecuaciones Estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45.
- Soria-Barreto K., & Zúñiga-Jara, S. (2014). Aspectos Determinantes del Éxito Académico de Estudiantes Universitarios. *Formación Universitaria*, 7(5), 41-50 doi: 10.4067/S0718-50062014000500006.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychological Methods*, 16, 209-220.
- Widaman, K. F., & Reise, S. P. (1997). Exploring the measurement invariance of psychological instruments: Applications in the substance use domain. En K. Bryant, M. Windle, & S. West, *The science of prevention: Methodological advances from alcohol and substance abuse research*. (pp. 281-324). Los Angeles: American Psychological Association.

Recibido: 26 de Febrero de 2016
 Revisión recibida: 10 de Mayo de 2016
 Aceptado: 09 de Junio de 2016

Sobre los autores:

Anthony John Erik Copez-Lonzoy se tituló como licenciado en Psicología. Es miembro de la unidad de Adicciones del Instituto Peruano de Orientación Psicológica y miembro fundador de la Red Científica Peruana de Psicología de las Adicciones. Labora como editor asociado de la Revista Nuevos Paradigmas: Revista Científica de Psicología y asistente editorial de la Revista Interacciones: Avances en Psicología. Cuenta con publicaciones, comunicaciones y conferencias en congresos nacionales e internacionales.

David Rogelio Villarreal-Zegarra cuenta con estudios de Psicología, estudios de maestría en Salud Pública y Salud Global por la Universidad Peruana Cayetano Heredia. Se ha desempeñado como subdirector de Operaciones del Instituto Peruano de Orientación Psicológica – IPOPS, miembro de la Sociedad Interamericana de Psicología – SIP y miembro de la Red Europea y Latinoamericana de Escuelas Sistémicas – RELATES. Funge como investigador en temáticas de familia y salud pública. Se ha distinguido como ponente en diferentes congresos y simposios nacionales e internacionales.

Ángel Ernesto Paz-Jesús cuenta con estudios de Psicología, Director del Departamento de Familia y Pareja del Instituto Peruano de Orientación Psicológica. Ha laborado como miembro de la Sociedad Interamericana de Psicología – SIP e investigador en temáticas de familia y psicooncología. Se ha destacado como ponente en diferentes congresos y simposios nacionales e internacionales.

Publicado en línea: 29 de Junio de 2016

A. COPEZ-LONZOY, D. VILLARREAL-ZEGARRA, A. PAZ-JESÚS

Anexo 1

Escala de Comunicación Familiar (FCS)

Nº	Pregunta	1	2	3	4	5
1	Los miembros de la familia están satisfechos con la forma en que nos comunicamos					
2	Los miembros de la familia son muy buenos escuchando					
3	Los miembros de la familia se expresan afecto unos a otros					
4	Los miembros de la familia son capaces de preguntarse entre ellos lo que quieren					
5	Los miembros de la familia pueden discutir calmadamente sus problemas					
6	Los miembros de la familia discuten sus ideas y creencias entre ellos					
7	Cuando los miembros de la familia se preguntan algo, reciben respuestas honestas					
8	Los miembros de la familia tratan de entender los sentimientos de los otros miembros					
9	Cuando se enojan, los miembros de la familia rara vez se dicen cosas negativas unos a otros					
10	Los miembros de la familia expresan sus verdaderos sentimientos entre sí					