

Estructura interna de la *Multidimensional Scale of Perceived Social Support (MSPSS)* en adolescentes peruanos

Navarro-Loli, Jhonatan S.^{*},^a; Merino-Soto, César^a; Dominguez-Lara, Sergio^a y Lourenço, Abílio^b

Artículo Metodológico

Resumen	Abstract	Tabla de Contenido
<p>El objetivo del presente estudio es identificar las evidencias de validez de la estructura interna y en relación con otras variables de la MSPSS. Las muestras fueron conformadas por 242 estudiantes ($M_{edad}=14.02$; $DE_{edad}=1.272$) y 271 estudiantes ($M_{edad}=15.94$; $DE_{edad}=1.192$). En la fase uno se replicó la estructura factorial original de tres factores oblicuos (<i>familia, amigos y otros significativos</i>), y en la segunda fase se corroboró que las dimensiones de la MSPSS son predictoras de las puntuaciones de <i>eutimia</i> (afecto positivo) y <i>distimia</i> (afecto negativo) del Inventario de Depresión Estado/Rasgo. Además, los indicadores de confiabilidad de las puntuaciones y del constructo son favorables. Se concluye que la MSPSS es un instrumento con adecuadas propiedades psicométricas y que puede ser utilizado en el contexto educativo.</p>	<p>Internal structure of the Multidimensional Scale of Perceived Social Support (MSPSS) in Peruvian adolescents. The aim of the study is to identify the evidence of the validity of the internal structure and the relationship with other variables of the MSPSS. The samples were formed by 242 students ($M_{years\ old} = 14.02$, $DE_{years\ old} = 1,272$) and 271 students ($M_{years\ old} = 15.94$, $DE_{years\ old} = 1.192$). In phase one, the original factorial structure of three oblique factors (family, friends and significant others) was replicated, and in the second phase it was corroborated that the dimensions of the MSPSS are predictors of eutymy (positive affect) and dysthymia (negative affect) of the state/Trait Depression Inventory. Reliability indicators of the scores and the construct are adequate. It is concluded that the MSPSS is an instrument with psychometric properties and that it can be used in the educational context.</p>	<p>Introducción 38 Método 40 Diseño 40 Participantes 40 Instrumentos 40 Procedimiento 41 Resultados 42 Discusión 43 Referencias 44</p>

Palabras clave:

Apoyo social, adolescente, análisis factorial, MSPSS.

Keywords:

Social support, adolescent, factor analysis, MSPSS.

Recibido el 8 de octubre de 2018; Aceptado el 20 de marzo de 2019

Editaron este artículo: Raquel Peltzer, Paula Abate, Gabriela Rivarola, Débora Mola y Florencia Caneto

Introducción

El apoyo social (AS) es definido como el conjunto de disposiciones instrumentales o expresivas, percibidas o reales, suministradas por la comunidad, las redes sociales y los amigos íntimos, tanto en situaciones de crisis como en la vida cotidiana (Lin, 1986). Además, según Tardy (1985) es un constructo multidimensional conformado por una *dirección* (AS dado y recibido), *disposición* (AS disponible o ejecutado), *descripción/evaluación* (percepción del apoyo social del receptor y del proveedor), *contenido*

(emocional, instrumental, informativo y evaluativo) y *red social* (familia, amigos, etc.).

Algunos autores (Raffaelli et al., 2013; Sarason, Pierce, & Sarason, 1990; Sarason, Sarason, Shearin, & Pierce, 1987) refieren que la evaluación del AS ha examinado medidas de redes sociales que analizan desde una perspectiva individual la integración al grupo, así como cuantificando las conductas de apoyo que el individuo recibe, como las medidas de apoyo social percibido (ASP) que analizan hasta qué

^a Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú

^b Centro de Investigação em Psicologia e Educação do Agrupamento de Escolas Alexandre Herculano, Porto, Portugal

Enviar correspondencia a: : Navarro-Loli, J. S. E-mail: jnavarrol1@usmp.pe; jhonatan_navarro1602@yahoo.es

Citar este artículo como: Navarro-Loli, J. S., Merino-Soto, C., Dominguez-Lara, S., & Lourenço, A. (2019). Estructura interna de la *Multidimensional Scale of Perceived Social Support (MSPSS)* en adolescentes peruanos. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 11(1), 38-47

punto los individuos creen que este AS está disponible cuando es necesario y están satisfechos con él. Sin embargo, es importante tener en consideración el número de personas de quién se puede esperar apoyo en las distintas situaciones de estrés, así como el origen de este apoyo, siendo especialmente importantes la familia y el grupo de pares (Siddall, Huebner, & Jiang, 2013).

La adolescencia es una etapa de cambios donde el individuo está expuesto a diversos factores a nivel familiar, social y académico que pueden originar problemas de salud física y mental como la depresión y la ansiedad (Byrne, Davenport, & Mazanov, 2007; Huberty, 2012; Mann et al., 2011), asociados al afecto negativo (e.g. tristeza). Por ejemplo, cuando no consigue una integración académica o social, se refleja en su bienestar, reduciendo sus posibilidades de desarrollo intelectual y personal (Pascarella & Terenzini, 2005). Los estudios en esta etapa, han reportado que el ASP tiene un efecto mediador y predictor entre el estrés y depresión (Rueger & Malecki, 2011; Rueger, Malecki, & Demaray, 2008, 2010; Rueger, Malecki, Pyun, Aycocock, & Coyle, 2016; Zhang, Yan, Zhao, & Yuan, 2014), así como entre la impulsividad y el consumo de alcohol y tabaco (Gázquez et al., 2016), estrés e ideación suicida (Khan, Hamdan, Ahmad, Mustaffa, & Mahalle, 2016), y aspectos relacionados al rendimiento académico (Srikanth, Petrie, Greenleaf, & Martin, 2014). De ese modo, la pertenencia a una red de relaciones interpersonales que el adolescente percibe como disponible donde se siente cuidado y valorado, parece contribuir a una mejor adaptación y mayor bienestar en los momentos estresantes de la vida diaria (Tomás, Ferreira, Araújo, & Almeida, 2014). Además, se ha reportado que el ASP por parte de la familia y amigos son los más importantes (Khan et al., 2016; Rueger et al., 2016).

De este modo, para la evaluación del ASP como recurso fundamental para el manejo de variables cognitivas, conductuales y ambientales, es imprescindible el uso de instrumentos de evaluación con adecuadas propiedades psicométricas y de carácter breve, pero que brinden información relevante del constructo. Un instrumento para la medición del ASP es la *Multidimensional Scale of Perceived Social Support* (MSPSS; Zimet, Dahlem, Zimet, & Farley, 1988), según el cual las tres principales

fuentes de apoyo social son la familia, los amigos y otras personas significativas para el evaluado, que en el caso de los adolescentes pueden ser los docentes, pareja, etc. (Siddall et al., 2013).

Las propiedades psicométricas de la MSPSS en muestras de adolescentes han sido estudiadas en América (Canty-Mitchell & Zimet, 2000; Edwards, 2004; Mosqueda Díaz, Mendoza Parra, Jofré Aravena, & Barriga, 2015; Trejos-Herrera, Bahamón, Alarcón-Vásquez, Vélez, & Vinaccia, 2018; Ramaswamy, Aroian, & Templin, 2009), Asia (Cheng & Chan, 2004) y África (Bruwer, Emsley, Kidd, Lochner, & Seedat, 2008; Wilson, Yendork, & Somhlaba, 2016). En todos los estudios se replica la estructura factorial original, pese a que la metodología utilizada es inconsistente porque va desde un enfoque de análisis factorial exploratorio (e.g., Canty-Mitchell & Zimet, 2000) o el análisis por componentes principales con la combinación denominada *Little Jiffy* (Edwards, 2004; Mosqueda Díaz et al., 2015) que sobreestima el número de factores (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2016; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Izquierdo, Olea, & Abad, 2014; Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014), hasta un enfoque confirmatorio (Bruwer et al., 2008; Cheng & Chan, 2004; Ramaswamy et al., 2009; Wilson et al., 2016).

Respecto a los estudios bajo un enfoque analítico-factorial confirmatorio, existen vacíos en la metodología, que pueden afectar la replicabilidad de los resultados, o la relevancia sobre los constructos investigados. Por ejemplo, algunos estudios no reportaron el tipo de matriz de correlaciones utilizada (basadas en correlaciones Pearson o policóricas), que es importante porque está en función de la naturaleza (ordinal o continua) de los ítems y de considerar una variable categórica como continua (y viceversa), se puede derivar conclusiones incorrectas sobre el número de factores (Flora & Flake, 2017). Del mismo modo, existen estudios que utilizan una puntuación total (Ekbäck, Benzein, Lindberg, & Årestedt, 2013; Stewart, Umar, Tomenson, & Creed, 2014; Zimet et al., 1988), que es compatible con la presencia de un factor general (FG), es decir, la influencia directa de una posible dimensión general sobre los ítems (Gignac, 2008), pero su identificación no es respaldada por indicadores como el *Explained Common Variance* (ECV; Reise, Scheines, Widaman, & Haviland,

2013). Esto también implica que otros criterios son subutilizados para identificar un FG en el MSPSS, como el coeficiente omega jerárquico (ω_h ; Zinbarg, Yovel, Revelle, & McDonald, 2006). Estos procedimientos son habitualmente usados en el modelamiento bifactor (Chen, West, & Sousa, 2006; Reise et al., 2013), que permite separar la variabilidad del FG frente a la variabilidad de los factores específicos (Chen et al., 2006). Finalmente, destaca la inclusión de errores correlacionados en las hipótesis estructurales de las relaciones entre los ítems (Trejos-Herrera et al., 2018) que, aunque mejora el ajuste, pueden ser no replicables, teóricamente incongruentes o ser dependientes de la muestra.

En otros estudios psicométricos de la MSPSS en distintos países y culturas con estudiantes universitarios (Carvalho, Pinto-Gouveia, Pimentel, Maia, & Mota-Pereira, 2011; Clara, Cox, Enns, Murray, & Torgrudc, 2003; Guan, Seng, Ann, & Hui, 2013; Ng, Amer Siddiq, Aida, Zainal, & Koh, 2010) o subgrupos de población clínica (Carvalho et al., 2011; Clara et al., 2003; Edwards, 2004), se tiende a observar en todos ellos una adecuada distribución de ítems en las dimensiones evaluadas y buenos indicadores de consistencia interna. En un estudio portugués realizado por Carvalho et al. (2011), la MSPSS fue evaluada de forma simultánea en estudiantes, población normal y personas diagnosticadas con depresión, obteniéndose muy buenos indicadores de validez y confiabilidad. De ese modo, la MSPSS demuestra ser una escala adecuada para valorar ASP en diversos contextos, incluido el escolar.

En este sentido, el presente estudio tuvo como objetivo analizar la *estructura interna* de la MSPSS, así como obtener *evidencias de validez en relación con otras variables* en una muestra de adolescentes escolares peruanos. Dada la importancia del ASP en la vida del adolescente, su medición ayuda a brindar un panorama orientador, más aún en un contexto en que no existen instrumentos validados para ello.

Método

Diseño del estudio

La presente investigación es instrumental (Ato, López, & Benavente, 2013) porque explora las propiedades psicométricas de un instrumento de medición a través de una evaluación en un momento temporal determinado.

Participantes

Para el desarrollo de la presente investigación se contó con dos muestras. En la primera fase, la muestra fue obtenida por un procedimiento no probabilístico de tipo intencional e incluyó a 242 estudiantes de nivel secundario de una institución educativa privada ubicada en Santa Anita-Perú. La edad de los participantes estuvo entre los 12 y 16 años ($M_{edad} = 14.02$, $DE_{edad} = 1.272$) y, de ellos, el 141 (58.3 %) fueron varones. Además, 46 alumnos (19 %) pertenecieron al 1er año de secundaria, 45 (18.6 %) al 2do año, 55 (22.7 %) al 3er año, 60 (24.8 %) al 4to año y 36 (14.9 %) al quinto año.

Para la segunda muestra, el grupo estuvo conformado por 271 estudiantes de secundaria de una institución educativa pública de Lima (Perú), en que el 51.3 % ($n_{varones} = 139$) fueron varones. La edad promedio de los participantes fue de 15.94 ($DE_{edad} = 1.192$) y la distribución de acuerdo al grado académico fue de 109 (40.2 %) participantes de tercer año, 84 (31 %) de cuarto año y 78 (28.8 %) de quinto año.

En ambas evaluaciones los criterios de inclusión fueron que presentaran el consentimiento informado firmado por uno de los padres o apoderados, que acepten su participación a través del asentimiento informado, que sean alumnos que asisten regularmente a clases y que estén entre las edades de 12 a 18 años. Se excluyeron a quienes no tenían disposición para el llenado de los instrumentos.

Instrumentos

Se utilizó una *hoja de datos sociodemográficos* elaborada por los autores para recolectar información sobre el sexo, edad, y grado de estudio de los participantes. También la *Multidimensional Scale of Perceived Social Support* (MSPSS; Zimet et al., 1988) en su versión traducida al español brindada por el propio autor, que está compuesta por 12 ítems con alternativas de respuesta que va desde desde 1 = *muy en desacuerdo* a 7 = *muy de acuerdo*, que miden el ASP en personas de cualquier edad a través de tres subescalas: *Familia* (F1; ítems 3, 4, 8 y 11; e.g., *Mi familia realmente trata de ayudarme*), *Amigos* (F2; ítems 6, 7, 9 y 12; e.g., *Tengo amigos con los que puedo compartir mis alegrías y penas*) y *Otros Significativos* (F3; ítems 1, 2, 5 y 10; e.g., *Siempre que lo necesito, hay una persona especial a quien recurro*).

Para la segunda fase del estudio, se utilizó el Inventario de Depresión Estado/Rasgo (IDER) en su versión adaptada para adolescentes peruanos (Merino, Pflucker, & Riaño-Hernández, 2012). El IDER está compuesto por 20 ítems que se dividen en la dimensión *estado* y *rasgo*, con un formato de respuesta politómico desde *Nada* a *Mucho*, y desde *Casi nunca* a *Casi siempre* respectivamente. Cada dimensión está conformada por los factores *eutimia* que hace referencia a la afectividad positiva (e.g., Estoy contento/a) y *distimia* que hace referencia a la afectividad negativa (positiva (e.g., Estoy triste). En este estudio, solo fue utilizada la dimensión Rasgo del IDER, sobre la que se realizó un análisis factorial confirmatorio donde se obtuvo índices de ajuste adecuados: CFI = .965, TLI = .961, RMSEA = .047 [.035 - .058].

Procedimiento

Previo a las evaluaciones, se realizaron reuniones de coordinación con las autoridades de las instituciones educativas para brindar información sobre los objetivos del estudio, revisión de los protocolos de evaluación (para que corroboren que el contenido es adecuado), comunicar los objetivos a los docentes y coordinar el horario de ingreso a las aulas. Una vez realizado estos procesos se entregó el consentimiento informado a cada estudiante para que sea presentado a sus padres con el objetivo de autorizar su participación. Durante el proceso de las evaluaciones se tuvo especial cuidado en la fase de administración de los instrumentos y se enfatizó el anonimato de los mismos con la finalidad de disminuir el impacto de la deseabilidad social que pueda originarse en el proceso de evaluación.

Análisis de datos

El estudio se dividió en dos fases. La primera fase consistió en la identificación de las evidencias de validez relacionadas a la estructura interna de MSPSS. Se planteó un modelo de tres factores oblicuos en base al modelo original (tres factores correlacionados, M1) y un modelo bifactor (tres factores ortogonales y un factor general, M2) en que se hipotetiza la existencia de un FG que explica la varianza de los ítems con respecto a los tres factores originales modelados ortogonalmente.

Se realizó un análisis factorial confirmatorio con el programa Mplus 7 (Muthén & Muthén,

2012), utilizando la matriz de correlaciones Pearson y el método de estimación fue el *robust maximum likelihood* (MLR) debido a que la MSPSS cuenta con ítems de siete opciones de respuesta, lo que puede considerarse como una variable continua, y que podrían presentar distribuciones asimétricas, con exceso de curtosis y consecuentemente posible alejamiento de la normalidad. Como medidas para valorar el ajuste estadísticos de los modelos, se utilizaron el *índice de ajuste comparativo* (CFI \geq .95; Hu & Bentler, 1999), el *índice de aproximación de la raíz de cuadrados medios del error* (RMSEA \leq .07; Steiger, 2007), el *Tucker Lewis Index* (TLI \geq .95; Hu & Bentler, 1999) y el *Índice de la Raíz del Residuo Estandarizado Cuadrático Medio* (SRMR \leq .08; Hu & Bentler, 1999). Se consideraron como aceptables, cargas factoriales con valores $>$.40 (Brown, 2015; Tabachnick & Fidell, 2007).

En el modelo bifactor (M2), la evaluación del FG, además de los índices de ajuste, fueron considerados indicadores adicionales: a) el ECV (*Explained Common Variance*) a nivel de estructura general, en que valores $>$.90 indican unidimensionalidad estricta (Reise et al., 2013), y a nivel del ítem (IECV) donde valores $>$.80 (Stucky & Edelen, 2015) indican una influencia del Fg sobre los ítems; b) el PUC (*Percentage of Uncontaminated Correlations*) o el porcentaje de varianza no contaminada por la multidimensionalidad (Reise et al., 2013), c) y el coeficiente omega jerárquico general y por subescalas, respectivamente: ω_h (Zinbarg et al., 2006), que proporciona el monto de varianza total que puede ser atribuida al FG controlando la influencia de los factores específicos, y el ω_{hs} que indica cuánta varianza confiable retiene cada factor específico controlando la presencia del FG. En síntesis, valores bajos de ω_h brindan evidencia desfavorable con respecto a la pertinencia de un FG.

La segunda fase de este estudio fue identificar las *evidencias de validez en relación con otras variables*. Se realizó un análisis de regresión lineal donde se consideró como variable criterio las puntuaciones de *eutimia* y *distimia* de la dimensión *rasgo* del IDER, y como variable predictora las puntuaciones de las dimensiones de la MSPSS. Se valoró el coeficiente de determinación (R^2) donde valores alrededor del .02 son considerados pequeños, .13 medianos y .26 grande (Ellis, 2010), además se estimó sus

intervalos de confianza (IC; Dominguez-Lara, 2017). Para los coeficientes de regresión estandarizados (β), fueron considerados como significativos aquellos $> .20$ (Ferguson, 2009). Para complementar la información, se calculó el *coeficiente de estructura*, recomendado en situaciones donde las variables predictoras están correlacionadas, con el objetivo de cuantificar la influencia directa de cada una de ellas, aislando las demás (Courville & Thompson, 2001; Nathan, Frederick, & Nimon, 2012; Thompson, 2001).

Finalmente, la confiabilidad por consistencia interna fue estimada a través del coeficiente α (Cronbach, 1951) y sus intervalos de confianza (IC 95%; Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2015), y la confiabilidad del constructo con el coeficiente omega (ω ; McDonald, 1999) que usa las cargas factoriales en un marco de medidas congénicas y es un estimador más preciso si la estructura de cada factor no cumple el supuesto de tau-equivalencia (Dunn, Baguley, & Brunnsden, 2014). Ambos coeficientes fueron estimados para propósitos de comparabilidad y elección informada. Para considerar estos coeficientes como aceptables se esperan valores $> .70$ (Gadermann, Guhn, & Zumbo, 2012; Hunsley & Marsh, 2008).

Aspectos éticos

El presente trabajo forma parte de un proyecto de investigación aprobado por la Universidad de San Martín de Porres, que se ha realizado en la ciudad de Lima-Perú, y que ha sido elaborado y ejecutado considerando la Declaración de Helsinki (World Medical Association, 2013).

Resultados

Análisis descriptivo

En la *tabla 1* se puede observar que, a nivel univariado, los valores de asimetría y curtosis indican una variabilidad que no afecta a la distribución de las puntuaciones, por estar en el rango de -2 a $+2$ (Curran, West, & Finch, 1996; Gravetter & Wallnau, 2014; Pérez & Medrano, 2010).

Estructura interna

Los índices de ajuste para la M1 fueron adecuados: CFI = .983; RMSEA = .034 (IC 90% .000 - .056); TLI = .979; SRMR = .042. Además, se observa que en los tres factores las cargas factoriales son $> .40$. Para la M2, los índices de

ajuste también fueron satisfactorios: CFI = .978; RMSEA = .041 (IC 90% .012 - .063); TLI = .969; SRMR = .079. Respecto a los índices estadísticos del modelo bifactor, se obtuvo un valor de ECV = .506, PUC = .727, $\omega_h = .768$. Las cargas factoriales fueron $> .40$, a excepción de F3 debido a que son absorbidas por el FG. Además, los ítems 2, 5 y 10 presentan valores ECV-I $> .80$ (*tabla 2*).

Tabla 1
Estadísticos de tendencia central y dispersión de la MSPSS

	M	DE	As	Cu
Ítem 1	5.471	1.506	-1.029	0.839
Ítem 2	5.482	1.809	-1.292	0.739
Ítem 3	6.061	1.295	-1.723	2.99
Ítem 4	5.792	1.478	-1.359	1.217
Ítem 5	5.574	1.713	-1.251	0.814
Ítem 6	5.525	1.376	-0.930	0.732
Ítem 7	5.597	1.492	-1.186	1.060
Ítem 8	4.836	1.820	-0.651	-0.473
Ítem 9	5.834	1.488	-1.414	1.562
Ítem 10	5.611	1.664	-1.327	1.118
Ítem 11	5.384	1.689	-1.099	0.434
Ítem 12	5.423	1.753	-1.140	0.519

Nota. M = media; DE = desviación estándar; As = asimetría; Cu = curtosis; Puntaje mínimo = 1; Puntaje máximo = 7.

Tabla 2
Análisis factorial confirmatorio de M1 y M2

	M1			M2					
	F1	F2	F3	R ²	F1	F2	F3	Fg	ECV-I
Ítem 3	.719			.618	.711			.709	.499
Ítem 4	.869			.577	.759			.715	.470
Ítem 8	.725			.517	.504			.350	.325
Ítem 11	.632			.755	.493			.460	.465
Ítem 6		.793		.514		.690		.734	.531
Ítem 7		.808		.629		.619		.465	.361
Ítem 9		.804		.653		.561		.524	.466
Ítem 12		.794		.525		.672		.510	.365
Ítem 1			.786	.646			.709	.566	.389
Ítem 2			.760	.461			.100	.697	.980
Ítem 5			.717	.399			-.019	.396	.998
Ítem 10			.679	.631			-.053	.451	.986
F1	1								
F2	.379	1							
F3	.622	.698	1						

Nota. F1 = Familia; F2 = Amigos; F3 = Otros significativos; Fg = Factor general.

Relación con otras variables

El análisis de regresión lineal para la dimensión *distimia* indica una influencia conjunta significativa de las dimensiones de la MSPSS (R^2

= .108), aunque solo la dimensión *familia* posee coeficientes β negativos y estadísticamente significativos ($> |.20|$). Los coeficientes de estructura indican una influencia alta y negativa de la dimensión *familia* y moderada de *amigos* y *otros significativos*. Para la dimensión *eutimia* se obtuvo un $R^2 = .168$ y la dimensión *familia* es la única con β estadísticamente significativos y $> |.20|$, no obstante, todas las dimensiones de la MSPSS tienen coeficientes de estructura positivos considerados como altos.

Tabla 3
Influencia de las dimensiones de la MSPSS sobre eutimia y distimia

	B	β	t	r_s
Distimia Rasgo				
Familia	-.187	-.333*	-4.797	-.989
Amigos	-.026	-.045	-0.622	-.520
Otros significativos	.029	.057	0.777	-.405
Eutimia Rasgo				
Familia	.169	.313*	4.664	.956
Amigos	.058	.103	1.480	.693
Otros significativos	.030	.060	0.852	.664

Nota. (*) coeficientes estadísticamente significativos; β = coeficientes beta estandarizados; r_s = coeficiente estructural.

Confiabilidad

Las confiabilidades α para las puntuaciones de *familia* (.814, IC 90% .775 - .847), *amigos* (.874, IC 90% .846 - .897) y *otros significativos* (.824, IC 90% .787 - .855) fueron superiores a .80 y pueden considerarse buenas en el contexto del reducido número de ítems en cada subescala. Poblacionalmente, estos coeficientes pueden ser mayores a .77, lo cual también es un nivel aceptable de confiabilidad. Por otro lado, los coeficientes ω fueron ligeramente superiores ($\geq .85$); sin embargo, la diferencia estadística respecto al coeficiente α fue menor a $|.06|$, y puede considerarse trivial (Gignac, Bates, & Jang, 2007).

En conjunto, los valores α y ω de cada subescala en M1, son mayores al valor mínimo recomendado ($> .70$, Gadermann et al., 2012; Hunsley & Marsh, 2008), lo que indica que las mediciones poseen un contenido tolerable de error de medición.

Discusión

El objetivo del presente estudio fue identificar las evidencias de validez de la estructura interna y en relación con otras variables de la *Multidimensional Scale of Perceived Social Support* (MSPSS). Los resultados apuntan a la

replicación de la estructura original y la existencia de relación entre las dimensiones de la MSPSS con *eutimia* y *distimia*, lo que es concordante con los estudios que identifican una asociación entre el AS y el afecto.

En cuanto a las evidencias de validez de la estructura interna, se puede concluir que el modelo original de tres factores oblicuos se replica en los datos analizados considerando los índices de ajuste, así como la magnitud de las cargas factoriales. Además, los índices complementarios al análisis jerárquico (ECV, PUC y ω_h) no apoyan la presencia de un FG que explique la variabilidad de las puntuaciones de la MSPSS, a pesar de que el factor *otros significativos* fue absorbido en su totalidad por el FG y que existen correlaciones interfactoriales consideradas como altas. Por ello, se puede afirmar que estos resultados apoyan lo reportado en otros estudios instrumentales en muestras de adolescentes (Bruwer et al., 2008; Canty-Mitchell & Zimet, 2000; Cheng & Chan, 2004; Edwards, 2004; Mosqueda Díaz et al., 2015; Ramaswamy et al., 2009; Trejos-Herrera et al., 2018; Wilson et al., 2016; Zimet et al., 1988) y que la representación del ASP mediante la MSPSS es multidimensional, lo que es coherente con los planteamientos teóricos que indican que el AS y el ASP es concebido como constructos multidimensionales y que puede originarse por diversas fuentes (Lin, 1986; Siddall et al., 2013; Tardy, 1985). En consecuencia, el uso de una puntuación general de la MSPSS no está justificada.

Con respecto a la validez *por su relación con otras variables*, los hallazgos presentados contribuyen al estudio de las puntuaciones de la MSPSS en el marco de su relación con otros constructos. Estos datos refuerzan los resultados conseguidos en otros estudios donde fue confirmada la relación de las puntuaciones de la MSPSS con otras medidas de percepción de apoyo social (Bruwer et al., 2008; Cheng & Chan, 2004; Edwards, 2004).

Un aspecto a destacar, y relacionado con la estructura tridimensional, es que las relaciones entre las dimensiones de la MSPSS son moderadas o altas, resaltando la asociación entre *familia* y *otros significativos*, y entre *familia* y *amigos*, con *otros significativos*. De este modo, los resultados sugieren la existencia de una percepción relativamente común de soporte social de diferentes fuentes. Por ello, esas asociaciones

pueden ser influidas por otras variables no incluidas en esta investigación, tales como la *autoestima*, *autoeficacia*, e inclusive los *rasgos de personalidad*, como la *extraversión* y *amabilidad*. Estudios posteriores podrían explorar esas relaciones.

En resumen, las evidencias de validez y confiabilidad observadas en este estudio apoyan el uso de la MSPSS como una medida apropiada para la evaluación multidimensional del ASP en adolescentes. Las ventajas de esta escala frente a otras de mayor extensión, difícil administración, y menos coherentes en cuanto a su contenido para adolescentes, sitúa a la MSPSS como un recurso importante para evaluación rápida y eficaz del ASP. Este hecho es especialmente relevante para la detección temprana de déficit de apoyo en las redes sociales, lo que podría impactar en la situación de adaptación de los adolescentes al contexto educativo, permitiendo identificar estudiantes con mayor riesgo en las distintas transiciones de nivel escolar. Esta investigación tiene mayor relevancia en el contexto de las dificultades personales, emocionales y sociales descritas en la literatura especializada, y experimentadas por los estudiantes (Friedlander, Reid, Shupak, & Cribbie, 2007; Martin, Ferreira, Haase, & Coelho, 2016; Monteiro, Pereira, & Relvas, 2015), sobre todo cuando estos no parecen estar debidamente ajustados a la escuela de acuerdo con sus expectativas iniciales (Araújo & Almeida, 2015; Jackson, Pancer, Pratt, & Hunsberger, 2000).

Con todo, el presente estudio no está exento de limitaciones. Debido a las características de la muestra, existe una dificultad para generalizar los resultados, por ello será importante ampliar la recolección de datos involucrando alumnos de diferentes niveles educativos e instituciones, a fin de garantizar condiciones de mayor heterogeneidad de la muestra, y lograr así una mayor correspondencia con la significativa diversidad encontrada en la población de estudiantes. Se sugiere, a su vez, estudios de medidas repetidas para la evaluación de la estabilidad del constructo, así como el análisis de la evolución de la percepción del apoyo social en el transcurso de su estancia en la escuela.

Otro aspecto a considerar es la clarificación de los ítems correspondientes a la dimensión *otros significativos*, toda vez que su estructura se deriva de fuentes diferenciadas, dependiendo

cómo el estudiante comprenda los enunciados, lo que ha sido considerado en investigaciones en población de adultos (Aroian, Templin, & Ramaswamy, 2010; Ekbäck et al., 2013; Wongpakaran & Wongpakaran, 2012). Por último, las *evidencias de validez con respecto a la relación con otras variables* se podrán profundizar por medio de asociaciones con medidas de estrés, bienestar subjetivo, satisfacción con la vida, integración social, o incluso el compromiso escolar en la institución donde asistente.

Referencias

- Araújo, A. M., & Almeida, L. S. (2015). Adaptação ao ensino superior: O papel moderador das expectativas acadêmicas. *Lumen Educare*, 1(1), 13-32. doi: 10.19141/2447-5432/lumen.v1.n1.p.13-32
- Aroian, K., Templin, T., & Ramaswamy, V. (2010). Adaptation and Psychometric Evaluation of the Multidimensional Scale of Perceived Social Support for Arab Immigrant Women. *Health Care for Women International*, 31(2), 153-169. doi: 10.1080/07399330903052145
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. doi: 10.6018/analesps.29.3.178511
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2th Ed.). New York: The Guilford Press.
- Bruwer, B., Emsley, R., Kidd, M., Lochner, C., & Seedat, S. (2008). Psychometric properties of the Multidimensional Scale of Perceived Social Support in youth. *Comprehensive Psychiatry*, 49(2), 195-201. doi: 10.1016/j.comppsy.2007.09.002.
- Byrne, D. G., Davenport, S. C., & Mazanov, J. (2007). Profiles of adolescent stress: the development of the adolescent stress questionnaire (ASQ). *Journal of Adolescence*, 30(3), 393-416. doi: 10.1016/j.adolescence.2006.04.004
- Canty-Mitchell, J., & Zimet, G. D. (2000). Psychometric Properties of the Multidimensional Scale of Perceived Social Support in Urban Adolescents. *American Journal of Community Psychology*, 28(3), 391-399. doi: 10.1023/A:1005109522457
- Carvalho, S., Pinto-Gouveia, J., Pimentel, P., Maia, D., & Mota-Pereira, J. (2011). Características psicométricas da versão portuguesa da Escala Multidimensional de Suporte Social Percebido (*Multidimensional Scale of Perceived Social Support - MSPSS*). *Psicologica*, 54, 331-357. doi: 10.14195/1647-8606_54_13
- Chen, F., West, S., & Sousa, K. (2006). A comparison

- of bifactor and second-order models of quality of life. *Multivariate Behavioral Research*, 41(2), 189-225. doi: 10.1207/s15327906mbr4102_5.
- Cheng, S., & Chan, A. (2004). The Multidimensional Scale of Perceived Social Support: dimensionality and age and gender differences in adolescents. *Personality and Individual Differences*, 37(7), 1359-1369. doi: [10.1016/j.paid.2004.01.006](https://doi.org/10.1016/j.paid.2004.01.006)
- Clara, P., Cox, B. J., Enns, M. W., Murray, L. T., & Torgrudc, L. J. (2003). Confirmatory factor analysis of The Multidimensional Scale of Perceived Social Support in clinically distressed and student samples. *Journal of Personality Assessment*, 81(3), 265-270. doi: 10.1207/S15327752JPA8103_09
- Courville, T., & Thompson, B. (2001). Use of structure coefficients in published multiple regression articles: β is not enough. *Educational and Psychological Measurement*, 61(2), 229-248. doi: 10.1177/0013164401612006
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of test. *Psychometrika*, 16(3), 297-334.
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of the statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1(1), 16-29.
- Dominguez-Lara, S. (2017). Magnitud del efecto en análisis de regresión. *Interacciones*, 3(1), 3-5. doi: 10.24016/2017.v3n1.46
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, S. (2015). ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1326-1328.
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2016). Sobre el uso del Little Jiffy na validação dos testes: comentários a Ávila e colaboradores. *Jornal Brasileiro de Psiquiatria*, 65(2), 196-197. doi: 10.1590/0047-2085000000123
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunnsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412. doi: 10.1111/bjop.12046
- Edwards, L. (2004). Measuring Perceived Social Support in Mexican American Youth: Psychometric properties of the Multidimensional Scale of Perceived Social Support. *Hispanic Journal of Behavioral Sciences*, 26(2), 187-194. doi: 10.1177/0739986304264374
- Ekbäck, M., Benzein, E., Lindberg, M., & Årestedt, K. (2013). The Swedish version of the multidimensional scale of perceived social support (MSPSS) – a psychometric evaluation study in women with hirsutism and nursing students. *Health and Quality of Life Outcomes*, 11, 168. doi: 10.1186/1477-7525-11-168.
- Ellis, P. (2010). *The essential guide to effect sizes: Statistical power, meta-analysis, and the interpretation of research results*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Ferguson, C. J. (2009). An effect size primer: a guide for clinicians and researchers. *Professional Psychology: Research and Practice*, 40(5), 532-538. doi: 10.1037/a0015808.
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Flora, D. B., & Flake, J. K. (2017). Purpose and practice of exploratory and confirmatory factor analysis in psychological research: Decisions for scale development and validation. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 49(2), 78-88. doi: 10.1037/cbs0000069
- Friedlander, L. J., Reid, G. J., Shupak, N., & Cribbie, R. (2007). Social support, self-esteem, and stress as predictors of adjustment to university among first-year undergraduates. *Journal of College Student Development*, 48(3), 259-274. doi: 10.1353/csd.2007.0024
- Gadermann, A. M., Guhn, M., & Zumbo, B. D. (2012). Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 17(3), 1-13
- Gázquez, J. J., Pérez-Fuentes, M., Molero, M., Barragán, A. B., Martos, A. M., & Sánchez-Marchán, C. (2016). Drug use in adolescents in relation to social support and reactive and proactive aggressive behavior. *Psicothema*, 28(3), 318-322. doi: 10.7334/psicothema2015.327
- Gignac, G. E. (2008). Higher-order models versus direct hierarchical models: g as superordinate or breadth factor. *Psychology Science Quarterly*, 50(1), 21-43.
- Gignac, G. E., Bates, T. C., & Jang, K. (2007). Implications relevant to CFA model misfit, reliability, and the Five Factor Model as measured by the NEO-FFI. *Personality and Individual Differences*, 43(5), 1051-1062. doi: [10.1016/j.paid.2007.02.024](https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.02.024)
- Gravetter, F., & Wallnau, L. (2014). *Essentials of statistics for the behavioral science* (8^{va} ed.). Belmont, CA: Wadsworth.
- Guan, N. C., Seng, L. H., Ann, A. Y. A., & Hui, K. O. (2013). Factorial validity and reliability of the Malaysian simplified Chinese version of Multidimensional Scale of Perceived Social Support (MSPSS-SCV) among a group of university students. *Asia-Pacific Journal of Public Health*, 27(2), 225-231. doi: 10.1177/1010539513477684
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives.

- Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Huberty, T. J. (2012). *Anxiety and depression in children and adolescents: assessment, intervention, and prevention*. Indiana: Springer. doi: 10.1007/978-1-4614-3110-7
- Hunsley, J., & Marsh, E. J. (2008). Developing criteria for evidence-based assessment: An introduction to assessment that work. En J. Hunsley & E. J. Marsh (Eds.) *A guide to assessments that work* (pp. 3-14). New York: Oxford University Press.
- Izquierdo, I., Olea, J., & Abad, J. F. (2014). Exploratory factor analysis in validation studies: Uses and recommendations. *Psicothema*, 26(3), 395-400. doi: 10.7334/psicothema2013.349
- Jackson, L. M., Pancer, S. M., Pratt, M. W., & Hunsberger (2000). Great expectations: the relation between expectancies and adjustment during transition to university. *Journal of Applied Social Psychology*, 30(10), 2100-2125. doi: 10.1111/j.1559-1816.2000.tb02427.x
- Khan, A., Hamdan, A. R., Ahmad, R., Mustaffa, M. S., & Mahalle, S. (2016). Problem-solving coping and social support as mediators of academic stress and suicidal ideation among Malaysian and Indian adolescents. *Community Mental Health Journal*, 52(2), 245-250. doi: 10.1007/s10597-015-9937-6
- Lin, N. (1986). Conceptualizing social support. En N. Lin, A. Dean, & T. W. Ensel (Eds.), *Social support, life events and depression* (pp. 103-105). Nueva York: Academic Press.
- 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. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
- Mann, R. E., Paglia-Boak, A., Adlaf, E. M., Beitchman, J., Wolfe, D., Wekerle, C., ... & Rehm, J. (2011). Estimating the prevalence of anxiety and mood disorders in an adolescent general population: An evaluation of the GHQ12. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 9(4), 410-420. doi: 10.1007/s11469-011-9334-5
- Martin, J. L., Ferreira, J. A., Haase, R. H., & Coelho, M. (2016). Validation of the Drinking Motives Questionnaire — Revised across US and Portuguese college students. *Addictive Behaviors*, 60, 58-63. doi: 10.1016/j.addbeh.2016.03.030
- McDonald, R. P. (1999). *Test Theory: A unified approach*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Merino, C., Pflucker, D., & Riaño-Hernández, D. (2012). Análisis factorial exploratorio del Inventario de Depresión Estado-Rasgo (ST-DEP) en adolescentes. *Revista Diversitas-Perspectiva en Psicología*, 8(2), 319-330.
- Monteiro, S., Pereira, A., & Relvas, R. (2015). Risk factors for depressive symptomatology among Higher Education students. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 191(2), 2025-2030. doi: 10.1016/j.sbspro.2015.04.467
- Mosqueda Díaz, A., Mendoza Parra, S., Jofré Aravena, V., & Barriga, O. A. (2015). Validez y confiabilidad de una escala de apoyo social percibido en población adolescente. *Enfermería Global*, 14(39), 125-136.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2012). *Mplus User's Guide* (version 7) [programa informático]. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Nathan, L. L., Frederick, L. O., & Nimon, K. (2012). Interpreting multiple linear regression: a guidebook of variable importance. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 17(9), 1-19.
- Ng, C. G., Amer Siddiq, A. N. A., Aida, S. A., Zainal, N. Z., & Koh, O. H. (2010). Validation of the Malay version of the Multidimensional Scale of Perceived Social Support (MSPSS-M) among a group of medical students in faculty of medicine, University Malaya. *Asian Journal of Psychiatry*, 3(1), 3-6. doi: 10.1016/j.ajp.2009.12.001
- Pascarella, E. T., & Terenzini, P. T. (2005). *How college affects students: A third decade of research*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Pérez, E. R., & Medrano, L. (2010). Análisis Factorial Exploratorio: Bases Conceptuales y Metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66.
- Raffaelli, M., Andrade, F. C. D., Wiley, A. R., Sanchez-Armass, O., Edwards, L. L., & Aradillas-Garcia, C. (2013). Stress, social support, and depression: A test of the stress-buffering hypothesis in a Mexican sample. *Journal of Research on Adolescence*, 23(2), 283-289. doi: 10.1111/jora.12006
- Ramaswamy, V., Aroian, K., & Templin, T. (2009). Adaptation and Psychometric Evaluation of the Multidimensional Scale of Perceived Social Support for Arab American Adolescents. *American Journal of Community Psychology*, 43, 49-56. doi: 10.1007/s10464-008-9220-x
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., & Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5-26. doi: [10.1177/0013164412449831](https://doi.org/10.1177/0013164412449831)
- Rueger, S. Y., & Malecki, C. K. (2011). Effects of stress, attributional style and perceived parental support on depressive symptoms in early adolescence: A prospective analysis. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 40(3), 347-359. doi: 10.1080/15374416.2011.563461
- Rueger, S. Y., Malecki, C. K., & Demaray, M. K. (2008). Gender differences in the relationship between

- perceived social support and student adjustment during early adolescence. *School Psychology Quarterly*, 23(4), 496–514. doi: 10.1037/1045-3830.23.4.496
- Rueger, S. Y., Malecki, C. K., & Demaray, M. K. (2010). Relationship between multiple sources of perceived social support and psychological and academic adjustment in early adolescence: Comparisons across gender. *Journal of Youth and Adolescence*, 39(1), 47–61. doi: 10.1007/s10964-008-9368-6
- Rueger, S. Y., Malecki, C. K., Pyun, Y., Aycock, C., & Coyle, S. (2016). A meta-analytic review of the association between perceived social support and depression in childhood and adolescence. *Psychological Bulletin*, 142(10), 1017-1067. doi: 10.1037/bul0000058
- Sarason, B. R., Pierce, G. R., & Sarason, I. G. (1990). Social support: The sense of acceptance and the role of relationships. En B. Sarason, I. Sarason, & G. Pierce (Eds.), *Social support: An interactional view* (pp. 97-128). New York: John Wiley & Sons.
- Sarason, I. G., Sarason, B. R., Shearin, E. N., & Pierce, A. R. (1987). A brief measure of social support: Practical and theoretical implications. *Journal of Social and Personal Relationships*, 4(4), 497-510.
- Siddall, J., Huebner, E. S., & Jiang, X. (2013). A prospective study of differential sources of school-related social support and adolescent global life satisfaction. *American Journal of Orthopsychiatry*, 83(1), 107-114. doi: 10.1111/ajop.12006
- Srikanth, S., Petrie, T. A., Greenleaf, C., & Martin, S. B. (2014). The relationship of physical fitness, self-beliefs, and social support to the academic performance of middle school boys and girls. *Journal of Early Adolescence*, 35(3), 353-377. doi: 10.1177/0272431614530807
- Steiger, J. H. (2007). Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modeling. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 893-898. doi: 10.1016/j.paid.2006.09.017
- Stewart, R. C., Umar, E., Tomenson, B., & Creed, F. (2014). Validation of the multi-dimensional scale of perceived social support (MSPSS) and the relationship between social support, intimate partner violence and antenatal depression in Malawi. *BMC Psychiatry*, 14, 180. doi: 10.1186/1471-244X-14-180
- Stucky, B. D., & Edeken, M. O. (2015). Using hierarchical IRT models to create unidimensional measures from multidimensional data. En S. P. Reise, & D. A. Revicki (Eds.), *Handbook of item response theory modeling: Applications to typical performance assessment*, (pp. 183-206). New York: Routledge.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. Boston: Pearson Education.
- Tardy, C. H. (1985). Social support measurement. *American Journal of Community Psychology*, 13(2), 187-202.
- Thompson, B. (2001). Significance, effect size, stepwise methods, and other issues: strong arguments move the field. *The Journal of Experimental Education*, 70(1), 80-93. doi: 10.1080/00220970109599499
- Tomás, R. A., Ferreira, J. A., Araújo, A. M., & Almeida, L. S. (2014). Adaptação pessoal e emocional em contexto universitário: O contributo da personalidade, suporte social e inteligência emocional. *Revista Portuguesa de Pedagogia*, 48(2), 87-107. doi: 10.14195/1647-8614_48-2_5
- Trejos-Herera, A. M., Bahamón, M. J., Alarcón-Vásquez, Y., Vélez, J. I., & Vinaccia, S. (2018). Validity and reliability of the Multidimensional Scale of Perceived Social Support in Colombian Adolescents. *Psychosocial Intervention*, 27(1), 56-63. doi: 10.5093/pi2018a1
- Wilson, A., Yendork, J. S., & Somhlaba, N. (2016). Psychometric Properties of Multidimensional Scale of Perceived Social Support among Ghanaian Adolescents. *Children Indicator Research*, 10(1), 101-115. doi: 10.1007/s12187-016-9367-1
- Wongpakaran, N., & Wongpakaran, T. (2012). A Revised Thai Multi-Dimensional Scale of Perceived Social Support. *The Spanish Journal of Psychology*, 15(3), 1503-1509. doi: 10.5209/rev_SJOP.2012.v15.n3.39434
- World Medical Association (2013). World Medical Association Declaration of Helsinki Ethical Principle for Medical. *Clinical Review & Education*, 310(20), 2191-2194. doi: 10.1001/jama.2013.281053
- Zhang, B., Yan, X., Zhao, F., & Yuan, F. (2014). The relationship between perceived stress and adolescent depression: the roles of social support and gender. *Social Indicator Research*, 123(2), 501-518. doi: 10.1007/s11205-014-0739-y
- Zimet, G., Dhalem, N., Ziment, S., & Farley, G. (1988). The Multidimensional Scale of Perceived Social Support. *Journal of Personality Assessment*, 52(1), 30-41.
- Zinbarg, R. E., Yovel, I., Revelle, W., & McDonald, R. P. (2006). Estimating generalizability to a latent variable common to all of scale's indicators: A comparison of estimators for wh. *Applied Psychological Measurement*, 30(2), 121-144. doi: [10.1177/0146621605278814](https://doi.org/10.1177/0146621605278814)