

ARTÍCULOS DE INVESTIGACIÓN

Escala Multidimensional de Apoyo Social Percibido (MSPSS): propiedades psicométricas en universitarios peruanos

*Multidimensional Scale of Perceived Social Support (MSPSS):
Psychometric Properties in Peruvian Universities*

Tracy Lucyana Nicho-Almonacid

Universidad César Vallejo, Lima, Perú

 <https://orcid.org/0000-0002-1206-6555>

Dayanna Solange Melendrez-Ugarte

Universidad César Vallejo, Lima, Perú

 <https://orcid.org/0000-0003-3668-4232>

María Georgina Palacios-Mizare

Universidad César Vallejo, Lima, Perú

 <https://orcid.org/0000-0001-5727-0309>

Midory Arias-Gutiérrez

Universidad César Vallejo, Lima, Perú

 <https://orcid.org/0000-0001-7899-332X>

Lincol Orlando Olivas-Ugarte*

Universidad César Vallejo, Lima, Perú

 <https://orcid.org/0000-0001-7781-7105>

Recibido: 05/10/2023

Revisado: 30/10/2023

Aceptado: 21/12/2023

Publicado: 31/12/2023

***Correspondencia:**

Correo electrónico: lolivas@ucvvirtual.edu.pe
lolivas2021@gmail.com

Cómo citar:

Nicho-Almonacid, T., Melendrez-Ugarte, D., Palacios-Mizare, M., Arias-Gutiérrez, M., & Olivas-Ugarte, L. (2023). Escala multidimensional de apoyo social percibido (MSPSS): propiedades psicométricas en universitarios peruanos. *Propósitos y Representaciones*, 11(3), e1874. <https://doi.org/10.20511/pyr2023.v11n3.1874>

Resumen

El presente estudio de diseño instrumental tuvo como finalidad analizar las evidencias psicométricas de la Escala Multidimensional de Apoyo Social Percibido (MSPSS) para su aplicación en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana. Participaron 520 estudiantes, 292 mujeres (56%) y 228 hombres (44%), entre 18 a 61 años ($M = 24.89$, $DE = 5.17$). El análisis factorial confirmatorio mostró valores aceptables para el modelo bifactor: $\chi^2/gf = 4.645$, $CFI = .99$, $TLI = .98$, $SRMR = .027$, $RMSEA = .084$ (90% I.C., .072, .096) y $WRMR = .99$. Adicionalmente, se obtuvo en el factor general un valor de $H = .945$, $PUC = .727$, $ECV = .695$ y el $\omega_H = .85$. La validez convergente se examinó con la Escala de Autoeficacia General (EAG) ($r = .50$; $r^2 = .25$) y la validez divergente con el inventario de ansiedad ante exámenes-estado (TAI-Estado) ($r = -.32$; $r^2 = .10$). Además, la confiabilidad se determinó a través del coeficiente omega ordinal para la escala general ($\omega = .97$) y sus tres factores respectivamente: ($\omega = .90$), ($\omega = .96$) y ($\omega = .93$). Finalmente, el análisis de invarianza factorial mostró evidencias de equidad por sexo ($\Delta CFI < .010$, $\Delta RMSEA < .015$). En conclusión, la MSPSS reúne adecuadas propiedades psicométricas para cuantificar la variable apoyo social percibido en universitarios limeños.

Palabras claves: Escala MSPSS; Apoyo social percibido; Estudiantes universitarios; Propiedades psicométricas.

Summary

The purpose of this instrumental design study was to analyze the psychometric evidence of the Multidimensional Scale of Perceived Social Support (MSPSS) for its application in university students in Metropolitan Lima. A total of 520 students participated, 292 women (56%) and 228 men (44%), between 18 and 61 years of age ($M = 24.89$, $SD = 5.17$). The confirmatory factor analysis showed acceptable values for the bifactor model: $\chi^2/gf = 4.645$, $CFI = .99$, $TLI = .98$, $SRMR = .027$, $RMSEA = .084$ (90% C.I., .072, .096) and $WRMR = .99$. Additionally, a value of $H = .945$, $PUC = .727$, $ECV = .695$ and the $\omega_H = .85$ were obtained for the general factor. Convergent validity was examined with the General Self-Efficacy Scale (GSES) ($r = .50$; $r^2 = .25$) and divergent validity with the Test Anxiety Inventory-State (TAI-State) ($r = -.32$; $r^2 = .10$). In addition, reliability was determined through the ordinal omega coefficient for the general scale ($\omega = .97$) and its three factors respectively: ($\omega = .90$), ($\omega = .96$) and ($\omega = .93$). Finally, the factorial invariance analysis showed evidence of fairness by sex ($\Delta CFI < .010$, $\Delta RMSEA < .015$). In conclusion, the MSPSS has adequate psychometric properties to quantify the variable perceived social support in Lima university students.

Keywords: MSPSS Scale; Perceived social support; University students; Psychometric properties.

INTRODUCCIÓN

El apoyo social se concibe como la necesidad de compañía e intercambio de recursos que se genera entre dos personas que tienen como objetivo mutuo alcanzar el bienestar (Shumaker & Brownell, 1984). Asimismo, se comprende como la ayuda disponible percibida o recibida por parte de amigos, familia u otros significativos que genera bienestar mental en la persona (Fan & Lu, 2019). En ese sentido, funciona como un recurso de afrontamiento psicosocial relevante, dado que puede combatir los problemas mentales (Qi et al., 2020) y físicos (Romm et al., 2021).

Por consiguiente, el apoyo social regula la reacción del individuo ante el estrés y promueve la recuperación ante eventos adversos (Guo et al., 2015). En consonancia con esta idea, percibir el apoyo de diferentes fuentes (familia, amigos u otros), indica niveles bajos de depresión y una mejor salud (Walen & Lachman, 2000). De hecho, es necesario que el receptor perciba el apoyo social como algo valioso para que se vincule con resultados positivos (Magrin et al., 2015).

En este sentido, se han encontrado como características relacionadas a la presencia del apoyo social en estudiantes universitarios, un menor riesgo de problemas de salud mental (Karaca et al., 2019), mayor satisfacción vital (Harikandei, 2017) y capacidad para manejar los estresores (Mishra, 2020). Así también, promueve el avance en el desarrollo de las destrezas para resolver conflictos (van Eerde & Klingsieck, 2018), aumenta la autoconfianza (Xerri et al., 2017) y contribuye a superar las dificultades del aprendizaje en línea (Saltzman et al., 2020).

Por otro lado, la transición en la etapa universitaria es considerada un período crítico en que los jóvenes desarrollan su identidad personal y se adaptan a la vida adulta (Arnett, 2000). Por lo tanto, la ausencia del apoyo social genera inconvenientes para adaptarse al nuevo contexto en los primeros años de carrera, debido a la escasa satisfacción académica, ansiedad y depresión; además, esto puede crear un riesgo en la continuidad de los estudios universitarios (Conley et al., 2014). De igual modo, el estrés es reconocido por formar parte de la experiencia académica; sin embargo, puede presentar efectos contraproducentes en el desempeño académico (Poots & Cassidy, 2020).

Igualmente, se ha reconocido que la contribución de la familia juega un papel significativo en la continuidad académica (Sosu & Pheunpha, 2019), en vista que brinda bienestar y éxito académico (Maymon et al., 2019). También, el apoyo por parte de compañeros se relaciona con buenos resultados académicos (Li et al., 2018). De hecho, se ha comprobado que recibir apoyo por parte del personal académico es importante tanto para la transición a la universidad como para el bienestar (Meehan & Howells, 2017).

El apoyo social forma parte del enfoque cognitivo, dado que estudia los “aspectos que influyen en el estado cognitivo y contextual del individuo, por ejemplo, su estado anímico, sus creencias, los objetivos planteados, su grado de motivación o sus áreas de interés, entre otros” (Vargas-Quesada et al., 2002, p.108). En otras palabras, permite estudiar cómo interactúan entre sí estos aspectos. Dentro de las diversas teorías que sustentan los principios del apoyo social está la propuesta por Cohen y Wills (1985), nombrada efecto amortiguador, que se centra en aminorar los efectos negativos que pueden generar las situaciones estresantes.

Por esta razón, esta investigación se centra en el modelo del efecto amortiguador, dado que el apoyo social proporciona los recursos esenciales, tanto materiales como psicológicos, para afrontar el estrés (Cohen, 2004); además, favorece tanto la recuperación como la integración en la comunidad (Cohen et al., 2000). En este contexto, es crucial destacar que este modelo teórico adquiere una importancia particular en comparación con otros modelos, ya que describe de manera más precisa la influencia del apoyo social en la salud humana (Aneshensel, 1992).

En el transcurso del tiempo no se ha precisado un concepto específico que describa esta variable; no obstante, existe consenso en considerarlo como un factor protector que disminuye los efectos negativos tanto conductuales como fisiológicos del estrés (Uchino et al., 1999). Por otra parte, se destacan cuatro de sus principales funciones: emocional, dado que proporciona a la persona sentimientos de confianza, afecto y seguridad; informacional, contribuye en el afronte de eventos adversos a través del asesoramiento de la red de apoyo social; instrumental, compone la ayuda perceptible y material en la resolución de un problema; y valorativo, en vista que la persona percibe que cuenta con alguien que le brinda soporte (Vega-Angarita & Gonzalez-Escobar, 2009). De igual manera, es considerado como un proceso interpersonal que se encarga de promover dos contextos de vida: experiencia de adversidad y oportunidades de crecimiento en carencia de adversidades (Feeny & Collins, 2015).

De manera análoga, el apoyo social es considerado un concepto multidimensional (Lourel et al., 2013), puesto que se define como el soporte social y psicológico que una persona recibe o percibe como accesible por parte de la familia, amigos y su comunidad (Awang et al., 2014). En consonancia con esta idea, se destaca la función del apoyo social en fomentar la salud mental (Tough et al., 2017) y el efecto protector que brinda (Zhang et al., 2018). De hecho, opera como ayuda para afrontar situaciones adversas, mediante la intervención de otras personas que estén dispuestas a dar el apoyo para modificar dicha situación (Zimet et al., 1988).

En el transcurso del tiempo se han desarrollado varios instrumentos para evaluar la percepción del apoyo social, en los que destaca el *Social Support Questionnaire* creado por Sarason et al. (1983), que cuenta con una estructura de 6 ítems y 2 dimensiones (número de apoyos sociales y satisfacción con el apoyo social disponible). Asimismo, Vaux et al. (1986) elaboraron *The Social Support Appraisals Scale* (SS-A), que consta de 23 ítems y 3 dimensiones (familia, amigos y otros). De igual modo, Broadhead et al. (1988) construyeron el *Duke-UNC Functional Social Support Questionnaire*, que presenta 11 ítems y 2 dimensiones (apoyo social confidencial y apoyo social afectivo). A su vez, Zimet et al. (1988) crearon *Multidimensional Scale of Perceived Social Support*, que cuenta con 12 ítems y 3 dimensiones (familia, amigos y otros significativos).

A nivel internacional, Zimet et al. (1988) desarrollaron la escala MSPSS, posteriormente, lo aplicaron por primera vez en una muestra de 275 estudiantes universitarios americanos entre 17 y 22 años. De igual modo, presentó una confiabilidad general aceptable. Por otro lado, Calderón et al. (2021) llevaron a cabo un estudio en España sobre una muestra total de 925 pacientes con cáncer entre 24 y 85 años, verificando un adecuado ajuste del modelo de tres factores. Asimismo, la confiabilidad general y de los respectivos factores fue pertinente.

Adicionalmente, López-Angulo et al. (2021) ejecutaron una investigación que involucró a una muestra de 1975 universitarios chilenos entre 17 y 25 años, validando el ajuste del modelo de segundo orden y una confiabilidad aceptable. A su vez, Oyarzún e Iriarte (2020) desarrollaron un estudio en 1200 escolares chilenos entre 14 y 18 años, corroborando un ajuste adecuado del modelo. De igual modo, la confiabilidad general y de sus respectivos factores fue aceptable.

Por otra parte, algunos autores proponen que el apoyo social está conformado por dos dimensiones: familia y amigos principalmente (Chou, 2000); sin embargo, el modelo de tres dimensiones en el que se incluye a otros significativos tiene un mayor respaldo empírico (Denis et al., 2015). De hecho, en la vida cotidiana no solo se considera personas significativas a la familia o amigos, sino puede haber otra persona especial como la pareja (Moller et al., 2021), compañeros en el ámbito académico o laboral y profesores, debido al soporte que brindan para afrontar situaciones estresantes (Novoa & Barra, 2015).

Entonces, el apoyo social se categoriza en tres dimensiones de las cuales las personas forman un vínculo afectivo con la familia, amistades u otros significativos (Calderón et al., 2021). Por lo tanto, el apoyo de familia representa la estabilidad, el apoyo incondicional y permite estar más cerca del individuo cuando atraviesa momentos complicados (Troncoso & Soto-López, 2018). De igual forma, el apoyo de amigos es un vínculo que se construye a través del tiempo con otras personas, en el que se transmite confianza y apoyo mutuo (Bohórquez & Rodríguez-Cárdenas, 2014). Por último, el apoyo de otros significativos influye en la manera de pensar y percibir situaciones específicas, estos pueden ser la pareja, un amigo de la infancia, compañero de trabajo, u otros (Montoya et al., 2016).

Aunque la mayoría de las investigaciones sobre las propiedades psicométricas de la MSPSS se han enfocado en la población adulta en general, los estudios en la población universitaria son limitados. La disponibilidad de un instrumento válido, confiable y equitativo sería fundamental para mejorar la evaluación e intervención psicoeducativa, contribuyendo así al bienestar emocional y a las relaciones interpersonales de los universitarios.

En este contexto, el objetivo de esta investigación es analizar las evidencias psicométricas de la MSPSS versión adaptada chilena (Arechabala & Miranda, 2002). Siguiendo un orden secuencial, se establecieron objetivos específicos: 1) realizar un análisis estadístico preliminar de los ítems, 2) examinar las evidencias de validez basadas en la estructura interna, 3) analizar las evidencias de validez en relación con otras variables, 4) evaluar las evidencias de confiabilidad y, finalmente, 5) examinar las evidencias de equidad para su uso en universitarios de Lima Metropolitana.

MÉTODO

Diseño

Este estudio sigue un diseño instrumental, dado que tiene como objetivo analizar las propiedades psicométricas de la escala MSPSS (Ato et al., 2013).

Participantes

Respondieron el formulario un total de 573 jóvenes. No obstante, tras concluir la fase de recopilación de datos, se depuraron 53 protocolos porque mostraron un patrón lineal en sus respuestas u obtuvieron 5 puntos en la escala de veracidad/distorsión. Por lo tanto, la muestra final quedó conformada por 520 adultos, de los cuales 292 eran mujeres (56%) y 228 hombres (44%), entre 18 y 61 años ($M = 24.89$, $DE = 5.17$). El 7.5% residía en Lima Centro, el 66.3% en Lima Norte, el 8.5% en Lima Sur, el 7.7% en Lima Este y el 10% en Callao. La selección se llevó a cabo mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia.

Instrumentos

Escala multidimensional de apoyo social percibido (MSPSS).

Elaborada por Zimet et al. (1988), inicialmente con 24 reactivos; sin embargo, para aumentar la confiabilidad del instrumento, se redujo a 12 reactivos distribuidos en tres factores (familia, amigos y otros significativos), además, fue traducida en varios idiomas incluyendo al español por Arechabala y Miranda (2002). Es de carácter autoadministrable. Los reactivos presentan cuatro niveles de respuesta en escala ordinal: (*casi nunca = 1*, *a veces = 2*, *con frecuencia = 3* y *casi siempre o siempre = 4*). Referente a la versión adaptada, los resultados muestran una confiabilidad aceptable: $\alpha = .88$ y de sus factores: ($\alpha = .87$), ($\alpha = .85$) y ($\alpha = .88$). Complementariamente, presenta adecuados índices de ajuste: CFI = .90 y GFI = .86.

Escala de autoeficacia general (EAG).

Desarrollada originalmente por Baessler y Schawarsner (1996) y fue adaptada al contexto ecuatoriano por Bueno-Pacheco et al. (2018). Además, la escala cuenta con 10 reactivos respectivamente, y es autoadministrable. De igual manera, la escala es unidimensional y presenta cuatro opciones de respuesta de tipo Likert (*nunca = 1*, *pocas veces = 2*, *casi siempre = 3* y *siempre = 4*). Con respecto a las propiedades psicométricas de la versión adaptada del instrumento, muestra adecuados índices de ajuste: $\chi^2/gl = 1.61$, NFI = .97, CFI = .98, TLI = .97, RMSEA = .058, y SRMR = .042, y confiabilidad aceptable: $\alpha = .91$.

Inventario de ansiedad ante exámenes-Estado (TAI-Estado).

Realizada por Spielberger et al. (1978), posteriormente, fue interpretada en diferentes idiomas incluyendo el español por Bauermeister et al. (1983) en una población puertorriqueña. Esta escala consta de 15 ítems y es autoadministrable. Igualmente, es unidimensional y brinda 4 opciones de respuesta (*nada = 1*, *algo = 2*, *bastante = 3*, *mucho = 4*). Referente a la versión adaptada, los resultados muestran una confiabilidad aceptable ($\omega = .94$), y adecuados índices de ajuste: $\chi^2/gl = 2.556$, CFI = .943, TLI = .933, RMSEA = .075, y SRMR = .040.

Cuestionario de datos sociodemográficos.

Cuestionario elaborado particularmente para esta investigación con la finalidad de recopilar información relevante de los participantes que abarcó las variables siguientes: género, edad, zona de residencia, condición laboral y gestión universitaria.

Escala de veracidad/distorsión.

Esta escala permite evaluar la sinceridad del individuo durante la prueba y consta de 5 ítems con respuestas dicotómicas. Aquellos que obtienen una puntuación de 5 en esta escala posiblemente no están siendo completamente honestos en sus respuestas.

Procedimiento

La recopilación de datos se llevó a cabo mediante un formulario virtual que incluía las directrices generales de la investigación, destacando su carácter anónimo y voluntario. La difusión se realizó en diversas redes sociales durante el mes de noviembre de 2022. Se solicitó el consentimiento informado a través de la elección de una de las dos opciones al comenzar la administración: "Sí, acepto participar" o "No acepto", con el propósito de cumplir con los principios éticos de la investigación. Con esta certeza, los estudiantes recibieron las instrucciones, se les indicó un tiempo de duración de 10 minutos y se les recalcaron la confidencialidad del estudio y su derecho a retirarse en cualquier momento. Se recopilaron datos sociodemográficos y se añadieron los instrumentos de medición, como la MSPSS, la EAG para medir la validez convergente y el TAI-Estado para medir la validez divergente. Además, se empleó una escala de veracidad compuesta por 5 ítems para eliminar los protocolos que mostraron una tendencia lineal en sus respuestas. Una vez completada la encuesta, se llevó a cabo la depuración de los datos según los criterios de selección predefinidos y se almacenaron en una hoja de cálculo de Microsoft Excel. Posteriormente, se realizaron análisis utilizando el programa gratuito RStudio.

Análisis de datos

Primero, se ejecutó el análisis de los ítems mediante la estadística descriptiva e inferencial para examinar la Media (M), Desviación estándar (DE), coeficiente de asimetría de Fisher (g^1), coeficiente de curtosis de Fisher (g^2) (Dominguez, 2013), y el Índice de homogeneidad corregida (IHC) de cada ítem (Tamargo et al., 2006); además, se va a analizar la comunalidad (h^2) (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010).

Segundo, se analizó la estructura interna de la MSPSS mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC), usando la matriz de correlaciones policóricas (Lloret-Segura et al., 2014), en combinación con el estimador robusto de mínimos cuadrados no ponderados con media y varianza ajustada (WLSMV). Este enfoque se empleó para evaluar tres modelos de medida, ya que estos métodos se consideran pertinentes al trabajar con variables en escala ordinal (Juárez-García et al., 2018). Estos AFC se ejecutaron con la ayuda del paquete Lavaan, librería disponible en lenguaje R. Además, se tomaron en consideración los siguientes índices de ajuste: $\chi^2/df < 5$, $CFI \geq .90$, $TLI \geq .90$, $RMSEA \leq .08$, $SRMR \leq .08$, $WRMR \leq 1.0$ (DiStefano et al., 2017; Escobedo et al., 2016; Dominguez-Lara & Rodriguez, 2017; Flores-Flores et al., 2017; Hu & Bentler, 1999).

Adicionalmente, se analizaron los índices de ajuste específicos para el modelo bifactor usando la calculadora de Dueber (2017). Se emplearon medidas como el coeficiente omega jerárquico (ω_H) (Zinbarg et al., 2006), el coeficiente H (Hancock, 2001), la varianza común explicada (ECV) (Sijtsma, 2009), la varianza común explicada a nivel de ítem (IECV) (Stucky et al., 2013) y los porcentajes de correlaciones no contaminadas (PUC) (Reise et al., 2012).

Tercero, se examinaron las evidencias de validez en relación con otras variables, siendo convergente con la autoeficacia general y discriminante con la ansiedad ante exámenes. Para ello, se utilizó el coeficiente de correlación de Pearson (Hernández et al., 2018), y se consideraron los criterios de Cohen (1988) para la interpretación de los tamaños del efecto (r^2): pequeño = .01, mediano = .10, y grande = .25.

Cuarto, se examinaron las evidencias de confiabilidad mediante el método de consistencia interna, utilizando el coeficiente omega. Se consideraron valores entre .70 y .90 como aceptables (Ventura-León & Caycho-Rodriguez, 2017).

Quinto, se analizaron las evidencias de equidad mediante el análisis de invarianza factorial con relación al sexo (Ventura-León et al., 2017); asimismo, se tomaron en cuenta los niveles configural, métrico, fuerte y estricto (Vandenberg & Lance, 2000), siguiendo los parámetros de $\Delta CFI < .010$ y $\Delta RMSEA < .015$ (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002).

RESULTADOS

Análisis descriptivo

Primero, se presenta la matriz de correlaciones policóricas de los ítems de la MSPSS (ver Tabla 1).

Tabla 1.

Matriz de correlaciones policóricas de la Escala MSPSS (n=520)

Ítems	S1	S2	S3	S4	S5	S6	S7	S8	S9	S10	S11	S12
Ítem 1	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ítem 2	.77	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ítem 3	.55	.54	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ítem 4	.56	.58	.82	1	-	-	-	-	-	-	-	-
Ítem 5	.68	.74	.54	.62	1	-	-	-	-	-	-	-
Ítem 6	.57	.61	.49	.46	.58	1	-	-	-	-	-	-
Ítem 7	.54	.60	.47	.48	.56	.89	1	-	-	-	-	-
Ítem 8	.55	.62	.64	.75	.64	.48	.48	1	-	-	-	-
Ítem 9	.55	.61	.46	.47	.54	.79	.81	.54	1	-	-	-
Ítem 10	.61	.68	.49	.53	.79	.57	.55	.59	.56	1	-	-
Ítem 11	.51	.50	.54	.61	.52	.42	.45	.66	.48	.52	1	-
Ítem 12	.51	.56	.39	.42	.53	.78	.80	.47	.89	.57	.46	1

Fuente. Elaboración propia.

Segundo, se analizaron los ítems de la escala MSPSS que cuenta con tres dimensiones. Con respecto al porcentaje de respuesta (%), se obtuvo 3.85 como valor mínimo y como máximo 41.73, lo cual demuestra que los estudiantes respondieron sin sesgo, ni deseabilidad social (De las Cuevas & Gonzáles de Rivera, 1992). Asimismo, se visualiza que la media varía entre 2.56 y 3.14, lo que señala que la mayoría de los participantes optaron por marcar la opción 2 = a veces.

En la desviación estándar los valores son cercanos a 1.0, lo que indica una baja dispersión, por lo que las respuestas son similares. En contraste, los coeficientes de asimetría y curtosis de Fisher muestran una distribución normal, y los valores se sitúan dentro del rango de +/-1.5 (Pérez & Medrano, 2010). Asimismo, el índice de homogeneidad corregida > .30 (Pérez & Tornimbeni, 2008) y las comunalidades son >.40 (Costello & Osborne, 2005). En síntesis, los ítems son adecuados para evaluar la variable (ver Tabla 2).

Tabla 2.

Análisis estadístico preliminar de ítems de la Escala MSPSS (n=520)

Factores	Ítems	FR				M	DE	g ¹	g ²	IHC	h ²	Aceptable
		Casi nunca	A veces	Con frecuencia	Siempre o Casi siempre							
F1	Ítem 3	3.85	20.19	34.23	41.73	3.14	0.87	-0.62	-0.59	.75	.67	Sí
	Ítem 4	6.92	25.77	36.35	30.96	2.91	0.92	-0.37	-0.81	.84	.86	Sí
	Ítem 8	16.35	32.12	30.77	20.77	2.56	1.00	-0.03	-1.06	.78	.69	Sí
	Ítem 11	14.23	38.08	31.92	15.77	2.49	0.92	0.08	-0.84	.67	.50	Sí
F2	Ítem 6	5.96	31.73	40.77	21.54	2.78	0.85	-0.14	-0.72	.87	.81	Sí
	Ítem 7	6.54	34.81	35.19	23.46	2.76	0.89	-0.07	-0.90	.89	.85	Sí
	Ítem 9	9.23	35.19	34.23	21.35	2.68	0.91	-0.05	-0.89	.88	.84	Sí
	Ítem 12	9.81	37.31	30.77	22.12	2.65	0.93	0.01	-0.96	.87	.82	Sí
F3	Ítem 1	4.6	31.3	42.1	21.9	2.81	0.83	-0.13	-0.71	.76	.64	Sí
	Ítem 2	7.7	31.5	37.9	22.9	2.76	0.89	-0.16	-0.81	.82	.76	Sí
	Ítem 5	8.1	28.3	32.9	30.8	2.86	0.95	-0.30	-0.95	.83	.79	Sí
	Ítem 10	7.5	25.6	31.2	35.8	2.95	0.96	-0.42	-0.92	.76	.66	Sí

Nota. F1: Familia; F2: Amigos; F3: Otros significativos; FR: Formato de respuesta; M: Media; DE: Desviación estándar; g¹: coeficiente de asimetría de Fisher; g²: coeficiente de curtosis de Fisher; IHC: Índice de homogeneidad corregida; h²: comunalidad.

Fuente. Elaboración propia.

Evidencias de validez basadas en la estructura interna

Se probaron tres modelos para evaluar la estructura interna de la MSPSS, y se obtuvieron los mejores índices de ajuste en el modelo bifactor, lo que permitió evaluar la multidimensionalidad del constructo. ($\chi^2/gl = 4.645$, CFI = .99, TLI = .98, RMSEA = .084 (90% I.C., .072, .096), SRMR = .027 y WRMR = .993) (DiStefano et al., 2017; Dominguez-Lara & Rodríguez, 2017; Escobedo et al., 2016; Flores-Flores et al., 2017; Hu & Bentler, 1999) (ver Tabla 3).

Tabla 3.

Índices de ajuste para los modelos de medida de la Escala MSPSS(n=520)

Modelo	χ^2	valor p	gl	χ^2/gl	CFI	TLI	RMSEA	90% IC RMSEA	SRMR	WRMR
Modelo 1	301.186	p<.001	51	5.906	.984	.979	.097	[.087; .108]	.036	1.264
Modelo 2	301.186	p<.001	51	5.906	.984	.979	.097	[.087; .108]	.036	1.264
Modelo 3	195.082	p<.001	42	4.645	.990	.984	.084	[.072; .096]	.027	0.993

Nota. Modelo 1: Oblicuo; Modelo 2: Segundo orden; Modelo 3: Bifactor.

Fuente. Elaboración propia.

Adicionalmente, el valor H general es de .945, lo que indican que existe una correlación entre un factor y un ítem ponderado de manera óptima, dado que los valores altos de H (> .80) proponen un estado latente y bien definido de la variable (Hancock & Mueller, 2001). Igualmente,

el valor del PUC = .727, ECV = .695 y $\omega_H = .850$. De acuerdo con los resultados, se puede precisar que cuando el PUC < .80, ECV > .60 y el $\omega_H > .70$ se sugiere la presencia de cierta multidimensionalidad, además, se evidencia un Factor General fuerte (Reise et al., 2012). (Ver Tabla 4)

Tabla 4.

Cargas factoriales e índices de ajuste del modelo bifactor de la MSPSS (n=520)

Ítems	Factor General	Factor 1	Factor 2	Factor 3
	λ_{FG}	λ_{F1}	λ_{F2}	λ_{F3}
3.- Tengo la seguridad que mi familia trata de ayudarme.	.634	.554		
4.- Mi familia me da la ayuda y apoyo emocional que requiero.	.674	.690		
8.- Puedo conversar de mis problemas con mi familia.	.724	.387		
11.- Mi familia me ayuda a tomar decisiones.	.640	.316		
6.- Tengo la seguridad de que mis amigos tratan de ayudarme.	.691		.606	
7.- Puedo contar con mis amigos cuando tengo problemas.	.680		.617	
9.- Cuando tengo alegrías o penas puedo compartirlas con mis amigos.	.685		.624	
12.- Puedo conversar de mis problemas con mis amigos.	.646		.653	
1.- Cuando necesito algo, sé que hay alguien que me puede ayudar.	.822			.205
2.- Cuando tengo penas o alegrías, hay alguien que me puede ayudar.	.878			.149
5.- Hay una persona que me ofrece consuelo cuando lo necesito.	.860			.171
10.- Hay una persona que se interesa por lo que yo siento.	.829			.390
Ω	.970	.903	.957	.933
ω_H	.850	.313	.441	.063
H	.945	.621	.720	.216
ECV	.695	.366	.461	.079
PUC		.727		
% Varianza explicada	48.37	13.38	21.28	.620

Nota. λ : Cargas factoriales; ω : Coeficiente omega; ω_H : Omega jerárquico; H: Coeficiente H; ECV: Varianza común explicada; PUC: Porcentaje de correlaciones no contaminadas.

Fuente. Elaboración propia.

Evidencias de validez basadas en relación con otras variables

La MSPSS presentó una correlación estadísticamente significativa, positiva, y con tamaño del efecto grande ($p < .05$, $r = .50$, $r^2 = .25$) con respecto a la EAG, lo que indica que cuanto mayor es el apoyo social percibido, mayor es la autoeficacia, y es evidencia de validez convergente. Asimismo, la MSPSS mostró una correlación estadísticamente significativa, negativa y con tamaño del efecto mediano con el TAI-Estado ($p < .05$, $r = -.32$, $r^2 = .10$), lo que indica que cuanto mayor es el apoyo social percibido, menor es la ansiedad ante exámenes, y es evidencia de validez discriminante.

Evidencias de fiabilidad

Además, se aprecia que se encontraron niveles altos de confiabilidad haciendo uso del coeficiente omega ordinal, que presentó un $\omega = .97$ en el Factor General y también por factores: F1 ($\omega = .90$), F2 ($\omega = .96$) y F3 ($\omega = .93$) (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017).

Evidencias de equidad

Se examinó la invarianza factorial de la MSPSS según sexo, en la que se evidenció a nivel configural, métrico, fuerte y estricto $\Delta CFI < .010$, lo que indica invarianza en la medición (Brown, 2006). Igualmente, el $\Delta RMSEA \leq .015$, lo que se considera aceptable para la evidencia de equidad (Chen, 2007). Por tal motivo, estos hallazgos sugieren equivalencia entre los grupos de hombres y mujeres (ver Tabla 5).

Tabla 5.

Análisis de invarianza factorial según sexo ($n^1_{mujeres} = 292$ y $n^2_{hombres} = 228$)

Modelo	χ^2	$\Delta\chi^2$	gl	Δgl	P	CFI	ΔCFI	RMSEA	$\Delta RMSEA$
Configural	256.386	-	96	-	.000	.991	-	.008	-
Métrica	322.184	65.798	116	20	.000	.988	.003	.083	.003
Fuerte	311.274	10.91	128	12	.000	.989	.001	.074	.008
Estricta	357.159	45.884	140	12	.000	.987	.002	.077	.003

Nota. $\Delta\chi^2$: Variación en la prueba chi cuadrado; Δgl : Variación de los grados de libertad; p: probabilidad; ΔCFI : Variación del índice de bondad de ajuste; $\Delta RMSEA$: Variación del error cuadrático medio de aproximación.

Fuente. Elaboración propia.

DISCUSIÓN

El objetivo de la investigación fue analizar las evidencias psicométricas de la escala MSPSS en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana. Se llevó a cabo un análisis estadístico preliminar de los ítems, utilizando la desviación estándar con valores cercanos a 1.0, lo que indica un patrón de respuestas similar en los datos. Además, tanto la asimetría como la curtosis de Fisher se encuentran dentro del rango deseado de ± 1.5 (Pérez & Medrano, 2010), sugiriendo una distribución normal de los valores. El índice de homogeneidad corregida también arrojó valores aceptables, indicando que los reactivos miden adecuadamente el constructo. Además, las comunales presentan valores $>.40$, evidenciando la relación entre cada factor y sus correspondientes ítems (Costello & Osborne, 2005). En conclusión, los reactivos son considerados aceptables para medir la variable.

A continuación, se examinaron tres modelos para la estructura interna mediante el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), destacándose un ajuste óptimo del modelo bifactor que evidencia la multidimensionalidad de la Escala MSPSS. No obstante, es importante mencionar que se ha observado un modelo oblicuo, como se evidencia en el estudio de Oyarzún e Iriarte (2020) con un modelo oblicuo de tres factores, el cual fue corroborado en otro estudio realizado por Calderón et al. (2021). Por otro lado, se han reportado estudios del modelo de segundo orden, como el realizado por López-Angulo et al. (2021), quienes analizaron cuatro modelos y obtuvieron mejores resultados con el modelo de segundo orden.

Adicionalmente, se evidenció que las cargas factoriales en el factor general presentan valores $>.30$, lo que se considera aceptable (Fernández, 2015), además, se evidenció una varianza explicada del 48.37%. Por otra parte, el valor H general es $>.80$, lo que refiere que existe correlación entre el factor y el ítem ponderado de manera óptima, de igual manera, los valores

altos proponen un estado latente y bien definido de la variable (Hancock & Mueller, 2001). Así también, acorde a los resultados, se precisa que el PUC $<.80$, ECV $>.60$ y el $\omega_H >.70$, lo que señala la presencia de cierta multidimensionalidad, además, se evidencia un Factor general fuerte (Reise et al., 2012).

En cuanto a la validez de la escala MSPSS en relación con la escala EAG y el inventario TAI-Estado, se encontró una correlación estadísticamente significativa y positiva de tamaño del efecto grande entre la escala MSPSS y la escala EAG (Mondragón, 2014). Esto sugiere que los estudiantes universitarios que perciben un buen apoyo social tienden a desarrollar una mayor autoeficacia. Asimismo, se observó una correlación estadísticamente significativa, negativa y de tamaño del efecto mediano entre la escala MSPSS y el inventario TAI-Estado (Caycho, 2017). En consecuencia, los resultados indican que una percepción deficiente del apoyo social está asociada a una mayor ansiedad ante los exámenes. En resumen, se obtuvieron evidencias de validez convergente y discriminante aceptables.

En cuanto a la confiabilidad, se analizó por consistencia interna de la escala MSPSS a través del coeficiente omega. En base a los resultados obtenidos, se constata que el factor general y los tres factores evidenciaron una alta confiabilidad. Esto es avalado por el estudio de López-Angulo et al. (2021), en el que realizaron su investigación sobre la escala MSPSS en una muestra similar. Cabe precisar, que estos resultados también son semejantes al estudio de Calderón et al. (2021). Por lo tanto, se considera aceptable estos resultados, puesto que los valores se encuentran entre .70 a .90 (Campo-Arias & Oviedo, 2008).

Se analizó la equidad por medio de la invarianza factorial de la escala MSPSS según sexo, presentando como base el modelo bifactor, por ello, se tomaron en consideración los valores de cambio en el CFI ($\Delta CFI <.010$) y el RMSEA ($\Delta RMSEA <.015$) a nivel configural, métrico, fuerte y estricto (Chen, 2007), brindando las diferencias esperadas en los modelos. Del mismo modo, en el estudio de López-Angulo et al. (2021) se realizó la invarianza factorial en función del sexo, en la que se evidenció invarianza entre los grupos de hombres y mujeres. Por ello, no se han encontrado razones convincentes para rechazar la invarianza factorial del instrumento psicométrico.

No obstante, todavía existen algunas limitaciones a tomar en consideración. En primer lugar, la muestra en la investigación estuvo limitada a 520 participantes comparado al estudio de Oyarzún e Iriarte (2020), esta fue de 1200 adolescentes chilenos. En segundo lugar, el muestreo no probabilístico muestra cierta desventaja, puesto que, al ser elegidos los participantes por el alcance del autor, no confirma la representación total de la población (Otzen & Manterola, 2017). En tercer lugar, el factor personas significativas no precisa exactamente a quién está relacionado, puesto que podría ser la pareja sentimental, asistente de salud personal y relaciones laborales. En cuarto lugar, este instrumento ha sido utilizado pocas veces en muestras similares. Y en último lugar, dado a que la recolección de información se dio de manera virtual, esto no permitió aclarar interrogantes de manera más concisa.

En síntesis, la percepción del apoyo social recibido se vincula con la capacidad de afrontar situaciones adversas y adaptarse a la vida universitaria. Por lo tanto, es fundamental contar con instrumentos de medición válidos, confiables y equitativos para su implementación en el contexto

peruano. En este sentido, la escala MSPSS se presenta como una herramienta útil para evaluar el apoyo social percibido en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana, lo que puede servir como base para futuras investigaciones. Además, esta escala puede ser empleada en el ámbito académico con el propósito de mejorar la evaluación e intervención psicoeducativa.

Contribuciones de autoría: Los autores declaran haber participado en todo el desarrollo del artículo.

Conflictos de intereses: Los autores declaran no tener ningún conflicto de interés, ya sea de índole económica, institucional, laboral o personal.

Fuentes de financiamiento: Proyecto autofinanciado.

Agradecimientos: El estudio se llevó a cabo en el marco de la asignatura de Psicometría. En ese sentido, los autores agradecemos el respaldo de las autoridades de la Escuela Profesional de Psicología de la Universidad César Vallejo (UCV).

REFERENCIAS

- Aneshensel, C. S. (1992). Social stress: Theory and research. *Annual Review of Sociology*, 18(1), 15-38. <https://doi.org/10.1146/annurev.so.18.080192.000311>
- Arechabala, M. C., & Miranda, C. (2002). Validación de una escala de Apoyo Social percibido en un grupo de adultos mayores adscritos a un programa de hipertensión en la región metropolitana. *Ciencia y Enfermería*, 8(1), 49-55. <https://www.scielo.cl/pdf/cienf/v8n1/art07.pdf>
- Arnett, J. J. (2000). Emerging adulthood: A theory of development from the late teens through the twenties. *American Psychologist*, 55(5), 469-480. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.5.469>
- 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. http://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0212-97282013000300043&lng=es
- Awang, M. M., Kutty, F. M., & Ahmad, A. R. (2014). Perceived social support and well being: First-year student experience in university. *International Education Studies*, 7(13), 261-270. <http://dx.doi.org/10.5539/ies.v7n13p261>
- Baessler, J., & Schwarzer, R. (1996). Evaluación de la autoeficacia: adaptación española de la Escala de Autoeficacia general. *Ansiedad y Estrés*, 2(1), 1-8.
- Bauermeister, J. J., Collazo, J. A., & Spielberger, C. D. (1983). The construction and validation of the Spanish Form of the Test Anxiety Inventory: Inventario de Auto-Evaluación Sobre Exámenes (IDASE). *Series in Clinical & Community Psychology: Stress & Anxiety*, 2, 67-85. <https://psycnet.apa.org/record/1984-16327-001>

- Bohórquez, C., & Rodríguez-Cárdenas, D. E. (2014). Percepción de amistad en adolescentes: el papel de las redes sociales. *Revista Colombiana de Psicología*, 23(2), 325-338. <https://doi.org/10.15446/rcp.v23n2.37359>
- Broadhead, W. E., Gehlbach, S. H., De Gruy, F. V., & Kaplan, B. H. (1988). The Duke-UNC Functional Social Support Questionnaire. Measurement of social support in family medicine patients. *Medical Care*, 26(7), 709-723. <https://doi.org/10.1097/00005650-198807000-00006>
- Brown, T. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. The Guilford Press. <http://www.kharazmi-statistics.ir/Uploads/Public/book/Methodology%20in%20the%20Social%20Sciences.pdf>
- Bueno-Pacheco, A., Lima-Castro, S., Peña-Contreras, E., Cedillo-Quizhpe, C., y Aguilar-Sizer, M. (2018). Adaptación al Español de la Escala de Autoeficacia General para su Uso en el Contexto Ecuatoriano. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación*, 48(3), 5-17. <https://doi.org/10.21865/RIDEP48.3.01>
- Calderón, C., Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., Gómez-Sánchez, D., Fernández-Montes, A., Palacín-Lois, M., Antoñanzas-Basa, M., Rogado, J., Manzano-Fernández, A., Ferreira, E., Asensio-Martínez, E., & Jiménez-Fonseca, P. (2021). Multidimensional Scale of Perceived Social Support (MSPSS) in Cancer Patients: Psychometric Properties and Measurement Invariance. *Psicothema*, 33(1), 131-138. <https://doi.org/10.7334/psicothema2020.263>
- Campo-Arias, A., & Oviedo, H. C. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839. <https://www.redalyc.org/pdf/422/42210515.pdf>
- Caycho, T. (2017). Importancia del análisis de invarianza factorial en estudios comparativos en ciencias de la salud. *Educación Médica Superior*, 31(2). http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0864-21412017000200004
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 14(3), 464-504. <http://dx.doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Chou, K. L. (2000). Assessing Chinese adolescents' social support: The Multidimensional Scale of Perceived Social Support. *Personality and Individual Differences*, 28(2), 299-307. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(99\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(99)00098-7)
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2a ed.). Lawrence Erlbaum Associates
- Cohen, S., Gottlieb, B. H. & Underwood, L. G. (2000). Social Relationships and Health. En S. Cohen, LG Underwood y BH Gottlieb (Eds.), *Social Support Measurement and Intervention: A Guide for Health and Social Scientists* (pp. 3-25). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/med:psych/9780195126709.003.0001>

- Cohen, S. (2004). Social Relationships and Health. *American Psychologist*, 59(8), 676–684. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.59.8.676>
- Cohen, S., & Wills, T. A. (1985). Stress, social support and buffering hypothesis. *Psychological Bulletin*. *Psychological Bulletin*, 98(2), 310–357. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.98.2.310>
- Conley, C. S., Kirsch, A. C., Dickson, D. A., & Bryant, F. B. (2014). Negotiating the transition to college: Developmental trajectories and gender differences in psychological functioning, cognitive-affective strategies, and social well-being. *Emerging Adulthood*, 2(3), 195–210. <https://doi.org/10.1177/2167696814521808>
- Costello, A. B., & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 10(7), 1-9. <https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>
- De las Cuevas, C., & González de Rivera, J. (1992). Autoinformes y respuestas sesgadas. *Anales de Psiquiatría*, 8(9), 362-366. http://psicoter.es/_arts/92_A109_09.pdf
- Denis, A., Callahan, S., & Bouvard, M. (2015). Evaluation of the French version of the multidimensional scale of perceived social support during the postpartum period. *Maternal and child health journal*, 19(6), 1245–1251. <https://doi.org/10.1007/s10995-014-1630-9>
- DiStefano, C., Liu, J., Jiang, N., & Shi, D. (2017). Examination of the weighted root mean square residual: Evidence for trustworthiness? *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25(3), 453-466. <https://doi.org/10.1080/10705511.2017.1390394>
- Dominguez, S. (2013). ¿Ítems politómicos o dicotómicos? Un estudio empírico con una escala unidimensional. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 5(3), 30-37. <https://www.redalyc.org/pdf/3334/333430131005.pdf>
- Dominguez-Lara, S., & Rodriguez, A. (2017). Índices estadísticos de modelos bifactor. *Interacciones*, 3(2), 59-65. <https://doi.org/10.24016/2017.v3n2.51>
- Dueber, D. M. (2017). *Bifactor Indices Calculator: A Microsoft Excel-based tool to calculate various indices relevant to bifactor CFA models*. <https://doi.org/10.13023/edp.tool.01>
- Escobedo, M. T., Hernández, J. A., Estebané, V., & Martínez, G. (2016). Modelos de ecuaciones estructurales: características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia & Trabajo*, 18(55), 16-22. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-24492016000100004>
- Fan, X., & Lu, M. (2019). Testing the effect of perceived social support on left-behind children's mental well-being in mainland China: the mediation role of resilience. *Children and Youth Services Review*, 109(2020), 104695. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2019.104695>
- Feeney, B. C., & Collins, N. L. (2015). A new look at social support: a theoretical perspective on thriving through relationships. *Personality and Social Psychology Review*, 19(2), 113-147. <https://doi.org/10.1177/1088868314544222>

- Fernández, A. (2015). Aplicación del análisis factorial confirmatorio a un modelo de medición del rendimiento académico en lectura. *Ciencias Económicas*, 33(2), 39-66. <http://dx.doi.org/10.15517/rce.v33i2.22216>
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. <https://www.redalyc.org/pdf/778/77812441003.pdf>
- Flores-Flores, O., Lajo-Arauzo, Y., Zevallos-Morales, A., Rondán, P. L., Lizaraso-Soto, F., & Jorquiera, T. (2017). Análisis psicométrico de un cuestionario para medir el ambiente educativo en una muestra de estudiantes de medicina en Perú. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 34(2), 255-261. <http://dx.doi.org/10.17843/rpmesp.2017.342.2642>
- Guo, S., Tian, D., Wang, X., Xiao, Y., He, H., Qu, Z., & Zhang, X. (2015). Protective Effects of Social Support Content and Support Source on Depression and Its Prevalence 6 Months after Wenchuan Earthquake. *Stress and health: journal of the International Society for the Investigation of Stress*, 31(5), 382–392. <https://doi.org/10.1002/smi.2563>
- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems. In R. Cudeck, S. du Toit, & D. Sorbom (Ed.), *Structural Equation Modeling: Present and future* (195–216). Lincolnwood, IL: Scientific Software International, Inc.
- Harikandei, H. (2017). Relationship between perceived social support, mental health and life satisfaction in MSc students of physical education. *International Journal of Sports Science*, 7(4), 159–162. <https://doi.org/10.5923/j.sports.20170704.01>
- Hernández, A., Ramos, M., Placencia, B., Indacochea, B., Quimis, A., & Moreno, L. (2018). *Metodología de la investigación*. Editorial Área de Innovación y Desarrollo, S.L.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Juárez-García, A., Merino-Soto, C., & Neri, J. (2018). Adaptación y validez de la Escala de personalidad tipo D (DS-14) en una muestra mexicana. *Liberabit*, 24(2), 321-339. <http://dx.doi.org/10.24265/liberabit.2018.v24n2.11>
- Karaca, A., Yildirim, N., Cangur, S., Acikgoz, F., & Akkus, D. (2019). Relationship between mental health of nursing students and coping, self-esteem and social support. *Nurse Education Today*, 76, 44–50. <https://doi.org/10.1016/j.nedt.2019.01.029>
- Li, J., Han, X., Wang, W., Sun, G., & Cheng, Z. (2018). How social support influences university students. academic achievement and emotional exhaustion: The mediating role of self-esteem. *Learning and Individual Differences*, 61, 120–126. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2017.11.016>
- 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. <https://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>

- López-Angulo, Y., Pérez-Villalobos, M., Bernardo, A., Sáez, F., & Díaz-Mujica, A. (2021). Propiedades psicométricas de la Escala Multidimensional de Apoyo Social Percibido en estudiantes universitarios chilenos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación*, *1*(58), 127-140. <https://doi.org/10.21865/RIDEP58.11>
- Lourel, M., Hartmann, A., Closos, C., Mouda, F., & Petric-Tatu, O. (2013). *Social support and health: An overview of selected theoretical models for adaptation*. Nova Science Publishers, Inc.
- Magrin, M. E., D'Addario, M., Greco, A., Miglioretti, M., Sarini, M., Scignaro, M., Steca, P., Vecchio, L., & Crocetti, E. (2015). Social support and adherence to treatment in hypertensive patients: a meta-analysis. *Annals of behavioral medicine: a publication of the Society of Behavioral Medicine*, *49*(3), 307–318. <https://doi.org/10.1007/s12160-014-9663-2>
- Maymon, R., Hall, N. C., & Harley, J. M. (2019). Supporting first-year students during the transition to higher education: The importance of quality and source of received support for student well-being. *Student Success*, *10*(3), 64-75. <https://doi.org/10.5204/ssj.v10i3.1407>
- Meehan, C., & Howells, K. (2017). What really matters to freshers?: Evaluation of first year student experience of transition into university. *Journal of Further and Higher Education*, *42*(7), 893–907. <https://doi.org/10.1080/0309877X.2017.1323194>
- Mishra, S. (2020). Social networks, social capital, social support and academic success in higher education: A systematic review with a special focus on ‘underrepresented’ students. *Educational Research Review*, *29*, 100307. <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2019.100307>
- Moller, C. I., Cotton, S. M., Badcock, P. B., Hetrick, S. E., Berk, M., Dean, O. M., Chanen, A. M., & Davey, C. G. (2021). Relationships Between Different Dimensions of Social Support and Suicidal Ideation in Young People with Major Depressive Disorder. *Journal of affective disorders*, *281*, 714–720. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.11.085>
- Mondragón B., M. A. (2014). Uso de la correlación de Spearman en un estudio de intervención en fisioterapia. *Movimiento Científico*, *8*(1), 98–104. <https://doi.org/10.33881/2011-7191.mct.08111>
- Montoya, E., Puerta, E., Hernández, D., Páez, E., & Sánchez, I. (2016). Disponibilidad y efectividad de relaciones significativas: elementos claves para promover resiliencia en jóvenes. *Index de Enfermería*, *25*(1-2), 22-26. http://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1132-12962016000100006&lng=es&tlng=es.
- Novoa, C., & Barra, E. (2015). Influencia del apoyo social percibido y los factores de personalidad en la satisfacción vital de estudiantes universitarios. *Terapia psicológica*, *33*(3), 239-245. <https://doi.org/10.4067/S0718-48082015000300007>
- Otzen, T., & Manterola, C. (2017). Técnicas de Muestreo sobre una Población a Estudio. *International Journal of Morphology*, *35*(1), 227-232. <https://dx.doi.org/10.4067/S0717-95022017000100037>

- Oyarzún, E., & Iriarte, I. (2020). Escala multidimensional de apoyo social percibido en adolescentes chilenos. *Liminales. Escritos Sobre Psicología y Sociedad*, 9(17), 39-58. <http://revistafacso.ucecentral.cl/index.php/liminales/article/view/422>
- Pérez, E., & Medrano, L. (2010). Análisis factorial exploratorio: bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66. <https://doi.org/10.32348/1852.4206.v2.n1.15924>
- Pérez, E., & Tornimbeni, S. (2008). Construcción de test. En S. Tomberini, E. Pérez. Y F. Olaz (Eds). *Introducción a la psicometría* (162-190). Paidós.
- Poots, A., & Cassidy, T. (2020). Academic expectation, self-compassion, psychological capital, social support and student wellbeing. *International Journal of Educational Research*, 99, 1-9. <https://doi.org/10.1186/s40359-020-00409-1>
- Qi, M., Zhou, S.-J., Guo, Z.-C., Zhang, L.-G., Min, H.-J., Li, X.-M., & Chen, J.-X. (2020). The Effect of Social Support on Mental Health in Chinese Adolescents During the Outbreak of COVID-19. *Journal of Adolescent Health*, 67(4), 514-518. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2020.07.001>
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., & Haviland, M. G. (2012). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: a bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5-26. <https://doi.org/10.1177/0013164412449831>
- Romm, K. F., Metzger, A., & Turiano, N. A. (2021). Parental Emotional Support and Health Problems: The Role of Social Support and Social Strain. *Journal of Adult Development*, 28, 319–331. <https://doi.org/10.1007/s10804-021-09379-z>
- Saltzman, L. Y., Hansel, T. C., & Bordnick, P. S. (2020). Loneliness, isolation, and social support factors in post-COVID-19 mental health. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice and Policy*, 12(S1), S55–S57. <https://doi.org/10.1037/tra0000703>
- Sarason, I. G., Levine, H. M., Basham, R. B., & Sarason, B. R. (1983). Assessing social support: the social support questionnaire. *Journal of Personality and Social Psychology*, 44(1), 127-139. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.44.1.127>
- Shumaker, S. A., & Brownell, A. (1984). Toward a theory of social support: closing conceptual gaps. *Journal of Social Issues*, 40(4), 11-36. <https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.1984.tb01105.x>
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107–120. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>
- Sosu, E. M., & Pheunpha, P. (2019). Trajectory of university dropout: Investigating the cumulative effect of academic vulnerability and proximity to family support. *Frontiers in Education*, 4(6), 10. <https://doi.org/10.3389/educ.2019.00006>
- Spielberger, C. D., Gonzalez, H. P., Taylor, C. J., Algaze, B., & Anton, W. D. (1978). Examination Stress and Test Anxiety. In C. D. Spielberger, & I. G. Sarason (Eds.), *Stress and Anxiety* (Vol. 5, pp. 167-191). Hemisphere/Wiley.

- Stucky, B. D., Orlando, M. O., Vaughan, C. A., Tucker, J. S., & Butler, J. (2013). The psychometric development and initial validation of the DCI-A short form for adolescent therapeutic community treatment process. *Journal of Substance Abuse Treatment*, *46*(4), 516-521. <https://dx.doi.org/10.1016%2Fj.jsat.2013.12.005>
- Tamargo, E., del Valle, M., González, M., López, L., & Cueto, E. (2006). Validación de un cuestionario para medir factores psicosociales asociados al seguimiento farmacoterapéutico en farmacéuticos españoles. *Psicothema*, *18*(4), 778-784. <http://www.psicothema.com/pdf/3308.pdf>
- Tough, H., Siegrist, J., & Fekete, C. (2017). Social relationships, mental health and wellbeing in physical disability: A systematic review. *BMC Public Health*, *17*(1), 1–18. <https://doi.org/10.1186/s12889-017-4308-6>
- Troncoso, C., & Soto-López, N. (2018). Funcionalidad familiar, autovalencia y bienestar psicosocial de adultos mayores. *Centro de Investigación en Educación y Desarrollo*, *18*(1), 23-28. <https://doi.org/10.24265/horizmed.2018.v18n1.04>
- Uchino, B. N., Uno, D., & Holt-Lunstad, J. (1999). Social support, physiological processes, and health. *Current Directions in Psychological Science*, *8*(5), 141–148. <https://doi.org/10.1111%2F1467-8721.00034>
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, *3*(1), 4-69. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Vargas-Quesada, B., de Moya, F., & Olvera, M. (2002). Enfoques en torno al modelo cognitivo para la recuperación de información: análisis crítico. *Ciencia da Informação*, *31*(2), 107-119. <https://doi.org/10.1590/S0100-19652002000200012>
- van Eerde, W., & Klingsieck, K. B. (2018). Overcoming procrastination? A meta-analysis of intervention studies. *Educational Research Review*, *25*, 73–85. <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2018.09.002>
- Vaux, A., Phillips, J., Holly, L., Thomson, B., Williams, D., & Stewart, D. (1986). The social support appraisals (SS-A) scale: studies of reliability and validity. *American Journal of Community Psychology*, *14*(2), 195-218. <https://doi.org/10.1007/BF00911821>
- Vega-Angarita, O., & González-Escobar, D. (2009). Apoyo social: Elemento clave en el afrontamiento de la enfermedad crónica. *Enfermería Global*, *8*(2). <https://doi.org/10.6018/eglobal.8.2.66351>
- Ventura-León, J., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, *15*(1), 625-627. <https://www.redalyc.org/pdf/773/77349627039.pdf>
- Ventura-León, J., Barboza-Palomino, M., & Caycho, T. (2017). ¿Son necesarios los instrumentos equitativos? *Educación Médica*, *19*(2), 126-127. <https://doi.org/10.1016/j.edumed.2017.03.022>
- Walén, H. R., & Lachman, M. E. (2000). Social support and strain from partner, family, and friends: Costs and benefits for men and women in adulthood. *Journal of Social and Personal Relationships*, *17*(1), 5–30. <https://doi.org/10.1177/0265407500171001>

- Xerri, M. J., Radford, K., & Shacklock, K. (2017). Student engagement in academic activities: a social support perspective. *Higher Education*, 75(4), 589–605. <http://dx.doi.org/10.1007/s10734-017-0162-9>.
- Zhang, M., Zhang, J., Zhang, F., Zhang, L., & Feng, D. (2018). Prevalence of psychological distress and the effects of resilience and perceived social support among Chinese college students: Does gender make a difference? *Psychiatry Research*, 267, 409–413. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2018.06.038>
- Zimet, G. D., Dahlem, N. W., Zimet, S. G., & Farley, G. K. (1988). The multidimensional scale of perceived social support. *Journal of Personality Assessment*, 52(1), 30-41. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa5201_2
- Zinbarg, R. E., Yovel, I., Revelle, W., & McDonald, R. P. (2006). Estimating generalizability to a latent variable common to all of a scale's indicators: a comparison of estimators for ω_h . *Applied Psychological Measurement*, 30(2), 121-144. <https://doi.org/10.1177/0146621605278814>