



## Propiedades psicométricas de la escala de salud mental positiva en Arequipa (Perú)

José Calizaya-López<sup>1</sup>, Miguel Ángel Pacheco-Quico<sup>1</sup>, Yaneth Alemán-Vilca<sup>1</sup>, Felipe Mario Zapata-Delgado<sup>1</sup>, Nicole Caldi-choury-Obando<sup>2</sup>, Norman López<sup>3</sup>, Luis Fernando Ramos-Vargas<sup>4</sup> y Marcio Soto-Añari<sup>5</sup>

<sup>1</sup> Universidad Nacional de San Agustín de Arequipa (Perú)

<sup>2</sup> Departamento de Ciencias Sociales, Universidad de Los Lagos. Osorno (Chile)

<sup>3</sup> Universidad de La Costa (Colombia)

<sup>4</sup> Universidad Católica de Santa María. Arequipa (Perú)

<sup>5</sup> Departamento de Psicología, Universidad Católica San Pablo. Arequipa (Perú)

**Resumen:** La salud mental positiva es un constructo complejo que está relacionado con el funcionamiento óptimo de la persona. Comprende un conjunto de cualidades orientadas al desarrollo del potencial del individuo. La Escala de Salud Mental Positiva es uno de los instrumentos más utilizados para evaluarlo, sin embargo, los antecedentes señalan inconsistencias respecto a su estructura interna. El objetivo del presente estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Salud Mental Positiva en Arequipa-Perú. Participaron 3933 personas, 50.3% fueron mujeres y 49.7% fueron varones, incluyendo desde adolescentes hasta adultos mayores. La evaluación mediante AFC de la estructura original evidenció índices de ajuste pobres, por lo que se tuvo que evaluar la dimensionalidad y proponer una nueva estructura. Para lo cual, se dividió a la muestra ( $n_1 = 1966$  y  $n_2 = 1967$ ). En la primera, se aplicó un AFE y en la segunda se valida mediante un AFC. Se hallaron tres factores y se concluye que tiene un buen ajuste ( $\chi^2(431) = 2473.378$ ;  $CFI = .959$ ;  $TLI = .956$ ,  $RMSEA = .049$ ;  $SRMR = .051$ ). La consistencia interna mostró valores mayores a .81. Finalmente, se evaluó la equivalencia de la medición según el sexo, hallando que el instrumento presenta invarianza de la medición.

**Palabras clave:** Salud Mental Positiva. Validación. Evidencia basada en la estructura interna. Invarianza de la medición. Confiabilidad.

**Title:** Psychometric properties of the positive mental health scale in Arequipa (Peru).

**Abstract:** Positive mental health is a complex construct that is related to the optimal functioning of the person. It comprises a set of qualities aimed at the development of the individual's potential. The Positive Mental Health Scale is one of the most used instruments to evaluate it, however, the antecedents indicate inconsistencies regarding its internal structure. The objective of this study was to analyze the psychometric properties of the Positive Mental Health Scale in Arequipa-Peru. 3,933 people participated, 50.3% were women and 49.7% were men, including from adolescents to the elderly. The evaluation by CFA of the original structure showed poor fit indices, so the dimensionality had to be evaluated and a new structure had to be proposed. For which the sample is divided ( $n_1 = 1,966$  and  $n_2 = 1,967$ ). In the first, an EFA was applied and in the second, it is validated by means of a CFA. Three factors were found and it is concluded that it has a good fit ( $\chi^2(431) = 2,473.378$ ;  $CFI = .959$ ;  $TLI = .956$ ,  $RMSEA = .049$ ;  $SRMR = .051$ ). The internal consistency showed values greater than .81. Finally, the equivalence of the measurement according to sex was evaluated, finding that the instrument presents measurement invariance.

**Keywords:** Positive Mental Health. Validation. Evidence based on the internal structure. Invariance of the measurement. Reliability.

### Introducción

Desde el modelo biomédico, la salud mental ha estado históricamente asociada a la enfermedad mental (Macaya et al., 2018). En los últimos años, la salud mental es conceptualizada desde un punto de vista más amplio, tratando de entender cómo la persona interactúa con la comunidad, cuáles son sus expectativas, anhelos, deseos, necesidades, y que valores practica para enfrentar las demandas de la vida en un contexto histórico, social y cultural particular (Gómez-Acosta, 2018; Fernández, 2012). Por ello, ahora entendemos que la enfermedad mental se encuentra asociada a indicadores de bienestar, calidad de vida y prevención o promoción de la salud (Muñoz et al., 2016), y no solamente se trata de la presencia o ausencia de síntomas y signos (Mebarak et al., 2009; Rodríguez, 2005).

En Perú, se ha observado un incremento importante de trastornos neuropsiquiátricos (Instituto Nacional de Salud Mental, 2018), lo cual enfatiza la necesidad de tener una mirada comunitaria a los problemas de salud mental (Cárcamo

et al., 2019), centrada sobre todo en un enfoque preventivo promocional. En esa línea, vemos un importante incremento de centros de salud comunitaria en Perú (Organización Panamericana de la Salud, 2020), pero estos son insuficientes dada la alta demanda de atención y escaso personal. Así mismo estos centros mantienen una óptica asociada con lo patológico, afectando al desarrollo de una visión más comunitaria y positiva de la salud mental, en donde factores como el bienestar, la calidad de vida y la promoción de la salud (Muñoz et al., 2016), son claves para su entendimiento.

En este sentido, Lluch (1999; 2002) basado en los trabajos de Jahoda (1958), hipotetiza sobre los aspectos que comprende la salud mental positiva, partiendo de un modelo teórico con 16 subfactores comprendidos en seis factores generales, los cuales son: Actitudes hacia el mismo, Crecimiento y autoactualización, Integración, Autonomía, Percepción de la Realidad y Dominio del Entorno. Al evaluar este modelo en un estudio instrumental, Lluch (1999) concluye que es necesario hacer cambios en el contenido y en la denominación de los factores, proponiendo un nuevo modelo de salud mental positiva, con la siguiente estructura: Satisfacción personal, actitud prosocial, autocontrol, autonomía, la resolución de problemas y autoactualización, y habilidades de relación interpersonal.

#### \* Correspondence address [Dirección para correspondencia]:

José Manuel Calizaya López. Universidad Nacional de San Agustín de Arequipa (Perú). Santa Catalina Nro. 117. Arequipa CP 04001.

E-mail: [jcalizaya@unsa.edu.pe](mailto:jcalizaya@unsa.edu.pe)

(Artículo recibido: 8-3-2021, revisado: 18-4-2021, aceptado: 14-9-2021)

Esta nueva estructura propuesta por Lluich (1999) ha sido evaluada en diversas investigaciones, evidenciando indicadores importantes de validez y confiabilidad, tanto en Europa como en Latinoamérica. En España, Hurtado-Pardos et al. (2018) estudiaron la validez del instrumento en profesores universitarios de enfermería, hallando una alta consistencia interna con un alfa de .885 y, reportando evidencia sobre su validez convergente y discriminante mediante la relación con el Cuestionario de Salud General (General Health Questionnaire). En Portugal, Sequeira et al. (2014) analizaron las propiedades psicométricas del instrumento en jóvenes estudiantes de educación superior. El instrumento presentó una estructura factorial similar a la versión original, además se encontró una alta consistencia interna (alfa de .920). En México, Martínez Aparicio et al. (2015) aplicaron el instrumento a trabajadores de salud, evaluando la estructura factorial con el método componentes principales y rotación varimax. Se reportó que los seis factores maximizan la varianza explicada (43.4%), con coeficientes alfa de .862.

González y Valdez (2016) realizaron un estudio instrumental con niños de la ciudad de Toluca, Estado de México, encontrando que se mantuvieron cuatro de las seis dimensiones originales, y respecto a la consistencia interna, se hallaron coeficientes alfa de .50 hasta .81 para las dimensiones y de .807 para el total de la escala. Gómez-Acosta et al. (2020) evaluaron la estructura interna del instrumento en jóvenes colombianos a través de un análisis factorial exploratorio, obteniendo seis factores con un valor alfa de .81. Cabarcas y Mendoza (2016) estudiaron las propiedades psicométricas del instrumento en una muestra de jóvenes estudiantes colombianos. El análisis mostró una estructura unifactorial con valores de consistencia interna (alfa) superiores a .90. Y en Perú, Aguilar (2018) analizó las propiedades psicométricas del instrumento en practicantes pre-profesionales de psicología de las universidades de la Región Trujillo. Se aplicó el análisis factorial confirmatorio, hallando resultados consistentes con la estructura inicial de la escala. Los índices de ajuste fueron de buenos a muy buenos (.860 a .992), y en la consistencia interna, se halló que el valor alfa fue de .922.

A partir de lo descrito, podemos ver la necesidad de contar con instrumentos validados para la medición de la salud mental desde un enfoque más comunitario. Las mediciones de salud implican no solo la presencia o ausencia de síntomas asociados con patologías, sino que también abarcan las características positivas que presentan los individuos, tales como la satisfacción personal, la autonomía, las habilidades sociales, el autocontrol, entre otras. La medición válida y precisa de dichas características constituyen una mejora en el entendimiento de una verdadera salud pública, orientada a la promoción de la salud y la evaluación, diseño y desarrollo de intervenciones más centradas en la mejora de la calidad de vida del individuo y su comunidad. La Escala de Salud Mental Positiva ha sido poco estudiada en Perú, y considerando la importancia que conlleva medir constructos positivos del ser humano y que en los antecedentes revisados ha mostrado inconsistencias respecto a su estructura, nos propusimos

analizar las propiedades psicométricas de la escala de Salud Mental Positiva, además de evaluar la equivalencia de la medición según el sexo.

## Método

### Participantes

Se empleó una muestra no probabilística conformada por 3.933 participantes de la ciudad de Arequipa. Los criterios de inclusión considerados fueron: tener más de 12 años, ser una persona alfabeta y no tener problemas sensoriales severos. La muestra estuvo conformada por 50.3% mujeres y 49.7% varones. Según la etapa del desarrollo, la muestra se distribuyó de la siguiente manera: 22.9% fueron adolescentes, 40.7% fueron adultos jóvenes, 31.2% fueron adultos intermedios y 5.19% fueron adultos mayores. La mayoría de los evaluados fueron estudiantes (48.3%), seguido por trabajadores dependientes (21.0%), trabajadores independientes (15.9%), desempleados (8.19%) y amas de casa (6.61%). El 64.6% refiere estar soltero, 18.1% está casado, 12.4% es conviviente, 2.85% es divorciado y 2.14% es viudo. Respecto al grado de instrucción, 30.7% tiene estudios básicos regulares incompletos, 14.4% tiene estudios básicos regulares completos, 9.2% tiene estudios superiores técnicos incompletos, 12.8% tiene estudios superiores técnicos completos, 20.2% tiene estudios universitarios incompletos y 12.7% tiene estudios universitarios completos.

### Instrumento

Escala de Salud Mental Positiva. Es un cuestionario elaborado por Lluich (1999). El instrumento consta de 39 ítems de respuesta tipo Likert. Las alternativas de respuesta y respectivas puntuaciones para los ítems positivos son: siempre/casi siempre = 4, con bastante frecuencia = 3, algunas veces = 2, nunca/casi nunca = 1. La escala está compuesta por 6 factores: el Factor 1 se denomina Satisfacción Personal, compuesto por los ítems 4, 6, 7, 12, 14, 31, 38 y 39; el Factor 2 recibe el nombre de Actitud Prosocial, constituido por los ítems 1, 3, 23, 25 y 37; el Factor 3, denominado Autocontrol, compuesto por los ítems 2, 5, 21, 22 y 26; el Factor 4, llamado Autonomía, compuesto por los ítems 10, 13, 19, 33 y 34; el Factor 5, denominado Resolución de Problemas y Actualización, compuesto por los ítems 15, 16, 17, 27, 28, 29, 32, 35 y 36; y el Factor 6, llamado habilidades de relación interpersonal, compuesto por los ítems 8, 9, 11, 18, 20, 24 y 30. La direccionalidad de los ítems se presenta en la Tabla 1. Existe evidencia incipiente sobre la aplicación del instrumento en población en general, sin embargo, los estudios se han concentrado en poblaciones específicas, como niños (González y Valdez, 2016), adolescentes (Cabarcas y Mendoza, 2016), jóvenes universitarios (Sequeira et al., 2014; Aguilar, 2018), profesores universitarios (Hurtado-Pardos et al., 2018) y trabajadores de salud (Martínez Aparicio et al., 2015), encontrando propiedades psicométricas adecuadas, sin em-

bargo, los antecedentes muestran inconsistencias en la estructura interna. Así mismo, en el instrumento se adicionaron características sociodemográficas como edad, sexo, estado civil, ocupación y grado de instrucción; de igual manera se consignaron los datos del consentimiento informado.

### Procedimiento

Para la aplicación del instrumento se siguieron los siguientes pasos: para el caso de los adolescentes se solicitó la autorización de sus centros educativos explicándoles detalladamente la finalidad de la investigación, quienes informaron a los estudiantes y familiares aceptando participar voluntariamente; y para las personas mayores de edad, se contactó con cada uno de ellos en diferentes espacios públicos, también se les explicó la finalidad del estudio, por lo que aceptaron y firmaron el consentimiento informado. La administración del instrumento fue de forma individual, con lapicero y papel, y siempre con la presencia de un aplicador para solucionar las dudas o atender cualquier incidente.

El presente estudio es parte del Estudio Multicéntrico y Multidimensional de la Salud Mental de la Población de Barranquilla y Arequipa, Colombia-Perú, que fue revisado y aprobado por el Comité de Ética de la Universidad de la Costa. La participación fue voluntaria y se mantuvo la absoluta confidencialidad de las respuestas.

### Análisis estadístico y psicométrico

Los datos se digitalizaron en un archivo con extensión sav del software SPSS versión 25. Para el análisis de los datos se utilizó el lenguaje de programación R versión 4.0.2 (R Core Team, 2020) y su entorno de desarrollo RStudio versión 1.3.959 (RStudio Team, 2020). Se utilizaron los paquetes: haven (Wickham & Miller, 2020) para la importación de los datos; para la manipulación y limpieza de estos, se utilizó el paquete tidyverse (Wickham et al., 2019), para los análisis descriptivos se utilizó el paquete psych (Revelle, 2020) y para exportar tablas a Microsoft Excel, se utilizó el paquete openxlsx (Schauberger et al., 2020). La elaboración del correlograma requirió el paquete ggcorrplot (Kassambara, 2019). Se emplearon los paquetes lavaan (Rosseel, 2012) y semPlot (Epskamp et al., 2019) para el análisis factorial confirmatorio, se calcularon las matrices de correlaciones policóricas y como método de estimación se utilizó Mínimos cuadrados ponderados robustos (WLSMV). Se analizó la estructura original de la Escala (seis factores). Para la evaluación de los índices de ajuste, se tomó en cuenta los siguientes criterios: valores  $\geq .90$  y  $\geq .95$  en la *CFI* y *TLI* como ajuste adecuado y buen ajuste respectivamente, valores  $\leq .08$  y  $\leq .05$  en el *RMSEA* como ajuste adecuado y buen ajuste respectivamente y para el *SRMR*, los valores  $\leq .08$  y  $\leq .06$  fueron considerados como buen ajuste e ideal respectivamente (Keith, 2015).

Debido a que el modelo original obtuvo índices de ajuste pobres, se decide analizar la estructura factorial mediante un Análisis Factorial Exploratorio a la mitad de los datos de la

muestra, y posteriormente un Análisis Factorial Confirmatorio para la validación de la estructura. Se utilizaron los siguientes paquetes GPA rotation (Bernaards & Jennrich, 2005), nfactors (Raiche & Magis, 2020) y semTools (Jorgensen et al., 2020). Para la elaboración de la figura de cargas factoriales se siguen las indicaciones de Vallejo (2020). La evaluación de la confiabilidad se calculó mediante el método de consistencia interna con el coeficiente Omega y sus intervalos de confianza, que fue obtenido con el paquete MBESS (Kelley, 2020).

Para la invarianza de la medición se utilizó el procedimiento desarrollado por Wu & Estabrook (2016), siguiendo las recomendaciones de Svetina et al. (2019). Como criterios para evaluar la invarianza, se considera el tamaño de la muestra ( $>300$ ), y se establece la posibilidad de no invarianza cuando  $\Delta CFI \geq .010$ ,  $\Delta TLI \geq .010$ ,  $\Delta SRMR \geq .030$  y  $\Delta RMSEA \geq .015$  (Chen, 2007; Svetina et al., 2019).

### Resultados

Los resultados se presentan en el siguiente orden: primero, se presentan los análisis descriptivos de los ítems. En segundo lugar, se presenta un correlograma que representa las correlaciones entre los ítems del instrumento. En tercer lugar, se evalúa la estructura interna mediante el análisis factorial confirmatorio. Como no se consiguió un modelo con índices de ajuste adecuados, se decide realizar un análisis en dos fases dividiendo a la muestra en mitades, con los datos de la primera, se aplica el Análisis Factorial Exploratorio y una vez extraído los factores con sus respectivos ítems, se le valida aplicando un Análisis Factorial Confirmatorio con los datos de la otra mitad. Posteriormente, se evalúa la invarianza de medición de la escala según el sexo para el total de la muestra. Finalmente, se presenta la evaluación de la confiabilidad mediante el método de consistencia interna con el coeficiente Omega.

#### Análisis descriptivo de ítems

En la Tabla 1, se muestran los estadísticos descriptivos de los 39 ítems. Los ítems 4 (1 caso) y el ítem 22 (2 casos) presentaron valores perdidos, los cuales se retiraron del análisis. Respecto al análisis descriptivo, las medias oscilaron entre 1.79 (ítem 17) y 3.19 (ítem 39), la asimetría para todos los ítems fue menor a 1, y en la curtosis se encontraron valores menores a 2, donde el ítem 31 presentó el mayor valor en la curtosis -1.43.

**Tabla 1**  
Estadísticos descriptivos de los ítems.

Item	M	DE	Asim.	Curtosis	Item	M	DE	Asim.	Curtosis
It1	2.72	0.94	-0.34	-0.76	It21	2.22	0.93	0.18	-0.94
It2	2.73	0.94	-0.33	-0.78	It22	2.13	0.87	0.20	-0.84
It3	2.85	1.11	-0.40	-1.24	It23	1.88	0.90	0.65	-0.58
It4	1.86	0.94	0.75	-0.52	It24	2.68	0.95	-0.25	-0.86
It5	2.34	0.90	-0.06	-0.92	It25	2.23	0.89	0.11	-0.86
It6	2.72	0.99	-0.29	-0.94	It26	2.18	0.87	0.08	-0.95

Item	M	DE	Asim.	Curtosis	Item	M	DE	Asim.	Curtosis
It7	2.63	1.12	-0.15	-1.35	It27	2.04	0.87	0.39	-0.70
It8	2.80	1.00	-0.34	-0.98	It28	2.16	0.89	0.28	-0.76
It9	2.76	0.96	-0.27	-0.92	It29	2.35	0.91	0.09	-0.81
It10	2.71	1.06	-0.29	-1.15	It30	2.63	1.04	-0.18	-1.14
It11	2.38	0.95	-0.02	-0.99	It31	2.83	1.22	-0.44	-1.43
It12	2.83	1.15	-0.43	-1.29	It32	2.17	0.97	0.35	-0.89
It13	2.73	1.00	-0.28	-0.99	It33	2.72	0.98	-0.25	-0.96
It14	2.87	1.15	-0.50	-1.23	It34	2.66	0.99	-0.19	-1.00
It15	1.91	0.94	0.64	-0.70	It35	2.12	1.00	0.37	-1.04
It16	2.04	0.91	0.39	-0.84	It36	1.92	0.88	0.55	-0.64
It17	1.79	0.87	0.81	-0.28	It37	1.95	0.90	0.55	-0.65
It18	2.41	0.99	-0.04	-1.07	It38	2.63	1.14	-0.17	-1.39
It19	2.74	1.06	-0.30	-1.15	It39	3.19	0.95	-0.98	-0.06
It20	2.16	0.95	0.26	-0.97					

### Correlograma entre los ítems del Instrumento

En la Figura 1 se muestra un correlograma que contiene la matriz de correlaciones policóricas entre los ítems. Para facilitar la interpretación, los ítems se han ordenado según los factores previamente reportados: satisfacción personal, actitud prosocial, autocontrol, autonomía, resolución de problemas y autoactualización, y habilidades de relación interpersonal. Se ha agregado una letra D, para identificar a los ítems que son directos, y una letra I para identificar a los ítems inversos.

Se observa que en la dimensión satisfacción personal, los ítems 4 y 39 presentaron correlaciones muy bajas con el resto de los ítems, lo que podría indicar que no corresponden a su factor original. Para la dimensión actitud prosocial, presentan correlaciones bajas entre ítems, específicamente los ítems 1 y 3. En la dimensión autocontrol, el ítem 2 muestra valores bajos en las correlaciones con otros ítems. Para la dimensión autonomía y de resolución de problemas y autoactualización, los ítems se muestran relacionados entre sí en sus respectivas dimensiones. Finalmente, en la dimensión habilidades de relación interpersonal, se ha identificado que los ítems se correlacionan con niveles medios bajos.

Las correlaciones entre los ítems sugieren que posiblemente la estructura original de 6 dimensiones podría no ajustarse a los datos. Cabe señalar el caso del ítem 39 que no mostró correlaciones con el resto de los ítems, solo se correlacionó con dos ítems de toda la escala ( $< .30$ ). Estos resultados serán considerados para las reespecificaciones.

### Análisis Factorial Confirmatorio

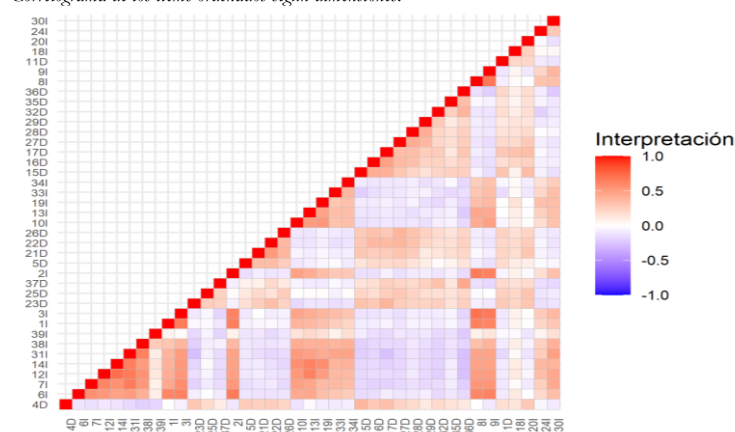
El análisis factorial confirmatorio para la estructura original compuesta por seis dimensiones muestra un ajuste no adecuado ( $\chi^2(687) = 26,365.429$ ;  $CFI = .766$ ;  $TLI = .748$ ;  $RMSEA = .098$ ;  $SRMR = .103$ ). Considerando que la estructura evaluada tuvo un ajuste pobre y se encontraron bajas correlaciones entre los ítems dentro de los factores de la estructura original, se decide realizar un análisis en dos fases: primero se divide la muestra de forma aleatoria en dos mitades, en la primera mitad ( $n = 1,966$ ) se aplica un análisis fac-

torial exploratorio para conocer la estructura sugerida por el análisis, y en la segunda mitad ( $n = 1,967$ ) se aplica un análisis factorial confirmatorio para evaluar la adecuación de la estructura hallada en el análisis factorial exploratorio.

Acorde a los resultados obtenidos en la Tabla 1 y en el correlograma basado en la matriz de correlaciones de la Figura 1, se ha decidido retirar el ítem 39 de los análisis, debido a sus bajas correlaciones con el resto de los ítems.

Figura 1

Correlograma de los ítems ordenados según dimensiones.



### Análisis Factorial Exploratorio

Se aplicó un análisis factorial exploratorio con los 38 ítems con rotación oblicua (oblimin). El coeficiente Kaiser-Meyer-Olkin mostró la adecuación de los datos para los análisis  $KMO = .93$  y todos los valores de  $KMO$  para los ítems individuales fueron mayores a  $.83$ , lo cual es satisfactorio para el análisis. El test de esfericidad de Bartlett  $\chi^2(703) = 23449.31$ ,  $p < .001$ , indican que las correlaciones entre los ítems fueron lo suficientemente altas para el AFE. Como método de estimación de factores se utiliza Unweighted Least Squares (ULS). Se consideraron las recomendaciones de Izquierdo et al. (2014), tomando en cuenta los siguientes criterios para la extracción de factores: que los factores tengan un número de ítems mínimo de 3, tamaños de la saturación mayores a  $.40$  y que el significado de los ítems esté relacionado con el factor. Se extraen tres factores que explican el 37% de la varianza. Las cargas factoriales se presentan en la Tabla 2.

Los ítems que no alcanzaron el valor mínimo de  $.40$ , fueron el ítem 5 (“Soy capaz de controlarme cuando experimento emociones negativas”), ítem 24 (“Me resulta difícil entender los sentimientos de los demás”), ítem 29 (“Los cambios que ocurren en mi rutina habitual me estimulan”), ítem 30 (“Tengo dificultades para relacionarme con mis profesores/jefes”), ítem 35 (“Soy capaz de decir no cuando quiero decir no”) y el ítem 37 (“Me gusta ayudar a los demás”), se decidió retirarlos de la estructura interna del instrumento.

En la revisión del contenido de los ítems del Factor 1, se ha identificado que la mayoría de los ítems están relaciona-

dos con tres características capacidad de adaptación, valoración personal y empatía, por lo que decide llamarla capacidad de adaptación. En el Factor 2, se han incluido ítems relacionados con los factores de satisfacción personal y autonomía de la estructura original, por lo que decide llamarla satisfac-

ción personal y autonomía. En el Factor 3, contiene información más variada, orientada con la tolerancia hacia los demás, las habilidades para relacionarse y control emocional, que se le denomina tolerancia a la frustración.

**Tabla 2**  
Cargas factoriales del AFE con 3 factores.

Nro	Item	F1	F2	F3
17	Intento mejorar como persona	.66		
22	Soy capaz de mantener un buen nivel de autocontrol en las situaciones conflictivas de mi vida	.59		
27	Cuando hay cambios en mi entorno intento adaptarme	.58		
21	Soy capaz de controlarme cuando tengo pensamientos negativos	.56		
16	Intento sacar los aspectos positivos de las cosas malas que me suceden	.56		
20	Creo que soy una persona sociable	.54		
28	Delante de un problema soy capaz de solicitar información	.53		
15	Soy capaz de tomar decisiones por mí misma/o	.52		
23	Pienso que soy una persona digna de confianza	.52		
26	Si estoy viviendo presiones exteriores desfavorables soy capaz de continuar manteniendo mi equilibrio personal	.5		
25	Pienso en las necesidades de los demás	.46		
4	Me gusto como soy	.44		
36	Cuando se me plantea un problema intento buscar posibles soluciones	.44		
18	Me considero "un/a buen/a psicólogo/a", las personas vienen a cuando tienen problemas	.43		
11	Creo que tengo mucha capacidad para ponerme en el lugar de los demás y comprender sus respuestas	.42		
32	Trato de desarrollar y potenciar mis buenas aptitudes	.4		
14	Me considero una persona menos importante que el resto de las personas que me rodean		.8	
31	Creo que soy un/a inútil y no sirvo para nada		.78	
38	Me siento insatisfecha/o conmigo misma/o		.74	
12	Veo mi futuro con pesimismo		.71	
19	Me preocupa que la gente me critique		.68	
13	Las opiniones de los demás me influyen mucho a la hora de tomar mis decisiones		.61	
34	Cuando tengo que tomar decisiones importantes me siento muy insegura/o		.56	
10	Me preocupa mucho lo que los demás piensan de mí		.52	
33	Me resulta difícil tener opiniones personales		.47	
7	Para mí, la vida es aburrida y monótona		.46	
1	Me resulta especialmente difícil aceptar a los otros cuando tienen actitudes distintas a las mías			.84
8	A mí, me resulta especialmente difícil dar apoyo emocional			.83
2	Los problemas me bloquean fácilmente			.79
9	Tengo dificultades para establecer relaciones interpersonales profundas y satisfactorias con algunas personas			.75
3	Me resulta especialmente difícil escuchar a las personas que me cuentan sus problemas			.75
6	Me siento a punto de explotar			.69

### Validación del Modelo con 3 dimensiones

Se aplica un AFC en la estructura de 3 factores utilizando como estimador WLSMV. Los resultados evidencian un ajuste adecuado ( $\chi^2(461) = 2,964.226$ ;  $CFI = .951$ ;  $TLI = .947$ ,  $RMSEA = .053$ ;  $SRMR = .056$ ). El análisis localizado mediante los índices de modificación señala que el ítem 18

(“Me considero "un/a buen/a psicólogo/a", las personas vienen a cuando tienen problemas”) presenta errores correlacionados con los Factores 2 y 3. Al revisar el contenido del ítem, este no es concordante con el resto de los ítems y dimensiones, por lo que se decide retirarlo del modelo. En la Tabla 3 se presenta los índices de bondad de ajuste del modelo retirando el ítem 18.

**Tabla 3**  
Índices de bondad de ajuste del modelo de 3 factores.

Modelos	$\chi^2$	gl	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
Modelo de 3 factores	2,964.226*	461	.951	.947	.053	.056
Modelo de 3 factores sin ítem 18	2,473.378*	431	.959	.956	.049	.051

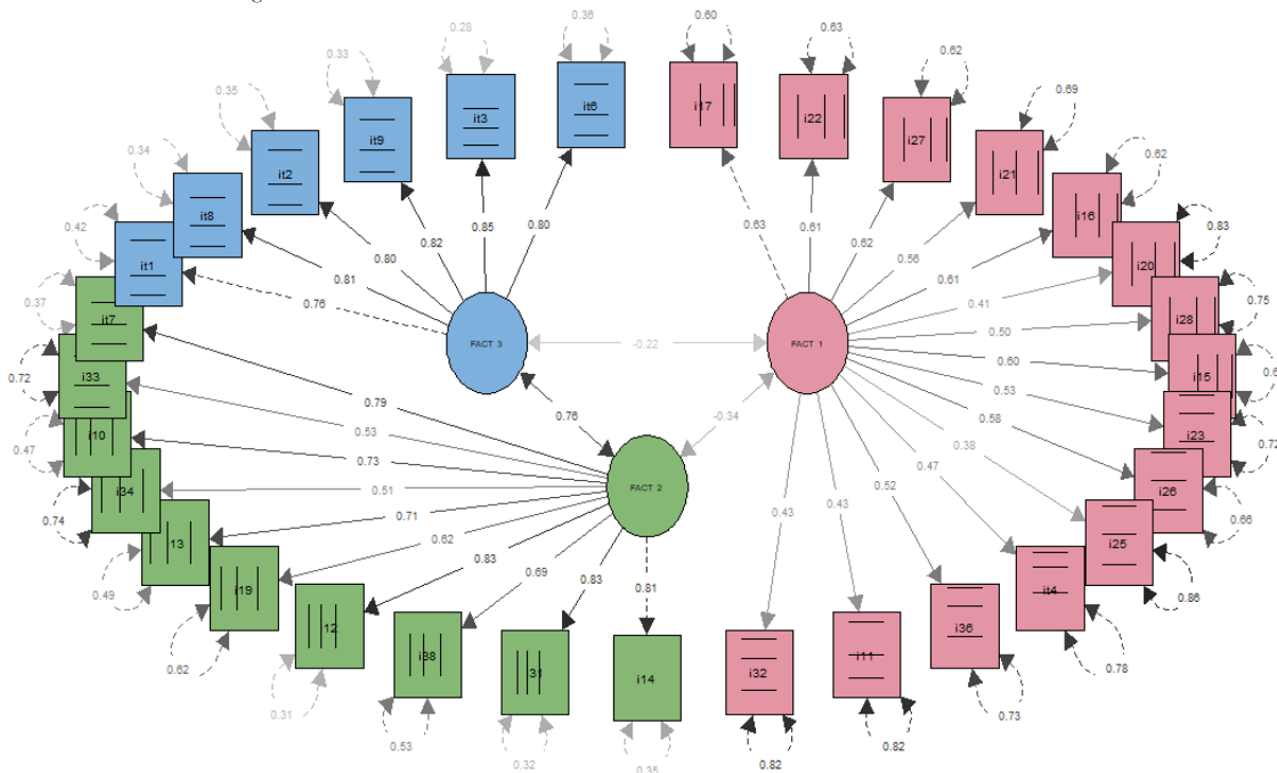
Nota: CFI = Índice de ajuste comparativo, TLI = Índice de Tucker Lewis, RMSEA = error cuadrático medio de aproximación, SRMR = raíz del residuo estandarizado medio

\* $p < .001$ .

En conjunto, se identifica que el modelo tiene un buen ajuste. Las cargas factoriales oscilaron entre .429 y .809. En

la Figura 2, se muestra la información del Modelo de 3 Factores sin el ítem 18.

**Figura 2**  
Cargas Factoriales del Modelo Final.



**Consistencia Interna del Instrumento**

El resultado del análisis de consistencia interna con el coeficiente Omega para el modelo final muestra los siguientes coeficientes: para el Factor 1, se obtuvo un coeficiente de .81 (IC 95%: .80 - .83); para el Factor 2, se obtuvo un coeficiente de .88 (IC 95%: .88 - .89), y para el Factor 3, se obtuvo un coeficiente de .89 (IC 95%: .88 - .90).

**Invarianza de medición según el sexo**

Para evaluar la invarianza de medición, se trabajó con el total de la muestra y se puso a prueba el modelo de 3 dimen-

siones con el ítem 18 retirado. Se evalúa la equivalencia de la estructura factorial de las medidas de la Escala según el sexo. Los resultados se presentan en la Tabla 4. Se observa que la estructura factorial de la Escala según el sexo obtuvo índices de ajuste buenos en los niveles configural, umbral (Threshold), métrica, escalar y estricta. Además, que las diferencias entre los índices de ajuste fueron menores al valor establecido en el apartado de análisis de datos, lo que indica que la estructura factorial del instrumento presenta invarianza de la medición y es equivalente para ambos grupos (hombres y mujeres).

**Tabla 4**  
Invarianza de la medición según el sexo.

Modelo	X <sup>2</sup>	gl	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	ΔCFI	ΔTLI	ΔRMSEA	ΔSRMR
Configural	4969.42	862	.958	.954	.049	.052				
Threshold	5060.61	893	.957	.955	.049	.052	-.001	.001	-.001	.000
Métrica	5081.15	921	.957	.957	.048	.052	.000	.001	-.001	.000
Escalar	5152.36	949	.957	.957	.047	.052	.000	.001	.000	.000
Estricta	5082.00	980	.958	.960	.046	.053	.001	.002	-.001	.001

**Discusión y Conclusiones**

El objetivo del presente estudio consistió en analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Salud Mental Positiva desarrollado por Lluch (1999). Los resultados evidenciaron una estructura diferente a la originalmente propuesta de seis factores.

La estructura hallada comprende 3 factores, que se han denominado: F1 – Capacidad de adaptación, F2 – Satisfacción personal y autonomía y F3 – Tolerancia a la frustración.

En la evaluación mediante Análisis Factorial Confirmatorio de la estructura original (6 factores), los índices de ajuste obtenidos mostraron valores por debajo de lo que se considera co-

mo adecuado. Este resultado presenta diferencias con los estudios previos (Aguilar, 2018; Cabarcas & Mendoza, 2016; Gómez-Acosta et al., 2020; González & Valdez, 2016; Hurtado-Pardos et al., 2018; Martínez Aparicio et al., 2015; Sequeira et al., 2014). En la revisión de antecedentes, se puede ver que la dimensionalidad del instrumento no se muestra estable, sino que varía desde modelos que comprenden seis dimensiones, tal como el original, hasta modelos unidimensionales. Esta gran variabilidad de la estructura posiblemente sea por las diferencias en los procedimientos aplicados en el Análisis Factorial, por ejemplo: en los estudios de Sequeira et al. (2014), Martínez Aparicio et al. (2015), González y Valdez (2016) y Gómez-Acosta et al. (2020) evaluaron la estructura interna mediante el Método de Análisis de Componentes Principales, que se trata de un procedimiento que supone ignorar el error de medida, por lo que puede inflar las cargas factoriales, los porcentajes de varianza explicada y la sobreestimación de la dimensionalidad (Lloret-Segura et al., 2014), además de ser un método de extracción de factores no recomendado (Izquierdo et al., 2014). El uso de diferentes métodos de extracción puede explicar, al menos parcialmente, las diferencias en el número de dimensiones reportados en el presente estudio.

En los antecedentes del instrumento, se encontró una característica común de los trabajos revisados, estos no reportan el tipo de correlación y el estimador que se ha utilizado. Considerando que las respuestas de los ítems son variables ordinales, es muy probable que no se cumpla con distribuciones aproximadamente normales, por lo que se tuvo que utilizar las correlaciones policóricas entre los ítems y posteriormente utilizar dicha matriz para los análisis factoriales (Lloret-Segura et al., 2014). Como la mayoría de estudios revisados han utilizado software como SPSS, es posible que no hayan dado mayor importancia al método de estimación de factores, utilizando el predeterminado que es el método de máxima verosimilitud, que es más apropiado en matrices de correlaciones de Pearson, que cuentan con distribuciones aproximadamente normales (Harrington, 2009). Acorde a lo mencionado, lo más adecuado es utilizar estimadores robustos, como el estimador ULS (Mínimos Cuadrados no Ponderados), que presenta mayor robustez a la violación del supuesto de normalidad (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2014; Izquierdo et al., 2014; Li, 2016; Lloret-Segura et al., 2014). Es importante mencionar, que no se hallaron estudios que informen sobre el uso del estimador ULS en el análisis de la validez basada en la estructura de la Escala de Salud Mental Positiva.

Otro aspecto a tomar en cuenta al momento de comparar los resultados de los análisis factoriales, es considerar la rotación utilizada, ya sea ortogonal u oblicua, ya que su elección mostrará diferentes soluciones factoriales como resultado. En los estudios revisados, se identificó que Aguilar (2018) aplica un análisis factorial confirmatorio con rotación ortogonal, Martínez Aparicio et al. (2015) aplicaron un análisis de componentes principales con rotación ortogonal y Gómez-Acosta et al. (2020) aplicaron un análisis de componentes principales con rotación ortogonal. La elección del método de rotación implica consecuencias importantes en la solución factorial, ya que las rotaciones ortogonales asumen la independencia de los factores, mientras que el método de rotación oblicua permite la correlación entre estos. La recomendación actual es utilizar la rotación oblicua in-

dependientemente del modelo teórico que se conozca del constructo (Izquierdo et al., 2014; Lloret-Segura et al., 2014).

El retiro de ítems ha sido también un aspecto importante para comprender el porqué de las diferencias en la estructura del instrumento. En el estudio instrumental de González y Valdez (2016) se emplearon dos criterios para retirar ítems del análisis. Respecto al primer criterio, los autores afirman que “en el caso de los reactivos 1, 5, 11, 17, 23, 24, 29, 35 y 36 se decidió eliminarlos ya que presentaron valores mayores al alfa total” (p. 2373), y respecto al segundo criterio, consistió en que solo se incluyeran a los ítems con cargas factoriales mayores a .50. Mientras que en el estudio de Martínez Aparicio et al. (2015) se tomó como criterio para incluir al ítem en la solución factorial, que posea valores mayores a .40 en su carga factorial, lo que conllevó a retirar ítems. En el estudio de Cabarcas y Mendoza (2016) se retiraron 14 ítems (acorde al valor de las communalidades) para establecer una estructura unidimensional. Tal como puede apreciarse, el umbral asignado a las cargas factoriales, tiene una repercusión sobre la dimensionalidad de la escala.

Otro factor que pudo influir en las diferencias de las estructuras factoriales entre los estudios psicométricos previos con el presente podría tratarse del tamaño de la muestra y las características de los participantes. Los tamaños de las muestras utilizadas en los antecedentes revisados oscilan entre 194 a 942 evaluados. La información sobre cuánto es el mínimo necesario para estudiar la evidencia basada en la estructura mediante análisis factorial no es concluyente y es difícil de determinar. Mundfrom et al. (2005) realizaron un estudio de simulación sobre cuánto es el mínimo necesario para realizar estos análisis, concluyendo que a menor communalidad mayor debe ser el tamaño de la muestra. Harrington (2009) explica que mientras más grande sea la muestra, mejor para el análisis factorial, sin embargo no existe un acuerdo universal sobre cuan grande debe ser. Izquierdo et al. (2014) recomienda que la decisión del tamaño de la muestra debe considerar la complejidad del modelo (refiriéndose al número de factores) y las communalidades de los ítems, pero bajo ninguna circunstancia, se deben usar muestras por debajo de los 200 evaluados. También, cabe señalar que los estudios han empleado diferentes poblaciones para analizar la estructura de la Escala, por ejemplo: Hurtado-Pardos et al. (2018) evaluaron a docentes universitarios de enfermería, Sequeira et al. (2014) trabajaron con estudiantes de educación superior, Martínez Aparicio et al. (2015) estudiaron a trabajadores del sector salud, González y Valdez (2016) analizaron a niños, Gómez-Acosta et al. (2020) evaluaron a adolescentes y adultos jóvenes, Cabarcas Soleno & Mendoza Bolaño (2016) trabajaron con escolares y Aguilar (2018) analizó a practicantes pre-profesionales de psicología. La diversidad de las poblaciones ha contribuido a las diferencias en las estructuras reportadas. En función a lo descrito, el presente estudio cuenta con una muestra, mucho más numerosa, en comparación con las investigaciones mencionadas, además que se ha tomado en cuenta a una muestra más heterogénea, considerando variables como la etapa del desarrollo (desde la adolescencia hasta la adultez tardía), la ocupación (estudiantes, trabajadores dependientes, trabajadores independientes y desempleados), los diferentes grados de instrucción, entre otras características. Al trabajar con una muestra más grande y más heterogénea es posible que los resultados hallados en el presente estudio puedan ser generalizables a la población peruana y hasta posi-

blemente, latinoamericana, sin embargo, se requiere la realización de más estudios para conocer si estos resultados se puedan generalizar.

En la versión original de la Escala, esta cuenta con 39 ítems, entre directos e inversos. En estudios metodológicos, se ha encontrado que la presencia de ítems inversos puede provocar sesgos en la respuesta, que implica añadir un mayor error de medición al instrumento. Por lo que se aconseja utilizar solamente ítems directos. Vigil-Colet et al. (2020) explican que la utilización de ítems revertidos sin la aplicación de un método que controle los sesgos está muy desaconsejada. Acorde a lo descrito, se recomienda que investigadores sobre el constructo de Salud Mental Positiva, puedan modificar el instrumento, para que cuente solamente con ítems directos, disminuyendo el sesgo de respuesta originado por los ítems revertidos.

La confiabilidad de la escala se evaluó mediante el método de consistencia interna con el coeficiente Omega encontrando valores mayores a .81 en los tres factores, lo que sugiere que la escala presenta altos niveles de confiabilidad. Los estudios previos también han evaluado la consistencia interna de la Escala, pero utilizando el coeficiente Alfa, encontrando valores que oscilan entre .34 hasta .98. Aunque es importante mencionar que ninguno de los estudios revisados ha reportado los intervalos de confianza, que en la actualidad es una buena práctica, ya que mejora la presentación en la literatura empírica (Domínguez-Lara & Merino-Soto, 2015). Respecto al coeficiente Alfa, se ha visto que se trata de un coeficiente con severas limitaciones, ya que es susceptible al número de ítems, al número de alternativas de respuesta y la proporción de varianza del test, por lo que se sugiere el uso del coeficiente Omega que es un coeficiente más preciso al medir la confiabilidad (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017).

Los resultados de la invarianza de medición muestran que existe una equivalencia en la estructura factorial de la Escala según el Sexo. Los índices de ajuste obtenidos son buenos. Las diferencias entre los índices de ajuste fueron menores a los establecidos (ver análisis estadístico y psicométrico), por lo que se puede decir que el modelo de 3 dimensiones es equivalente entre los grupos (hombres y mujeres).

Dentro de las principales limitaciones del estudio encontramos que la utilización de un muestreo no probabilístico, puede

afectar la capacidad de generalizar los resultados a la población, sin embargo, tomando en cuenta el mayor tamaño de la muestra en comparación con estudios previos, consideramos que los resultados aportan evidencia importante sobre las propiedades psicométricas en población peruana. Otra limitación podría asociarse a la no inclusión de niños al estudio. Se recomienda a futuras investigaciones que incluyan a este grupo para poner a prueba la validez externa poblacional de estos resultados. Finalmente, otra limitación es la falta de proporcionalidad en los participantes según la etapa del desarrollo, siendo la mayoría adultos (jóvenes e intermedios) y un número menor de adolescentes y adultos mayores, lo que pudo sesgar los resultados. Se sugiere que futuros estudios puedan evaluar a muestras que consideren la proporcionalidad de los grupos según la etapa del desarrollo y así poder aplicar la invarianza de medición estableciendo si la estructura interna es equivalente para todos los grupos etarios. Esto nos ayudaría a profundizar sobre el rol del ciclo vital en la salud mental positiva de los individuos.

En síntesis, los resultados hallados en el presente trabajo indican buenas propiedades psicométricas de la Escala de Salud Mental Positiva para su aplicación en población peruana. La estructura original de seis factores tuvo un ajuste pobre a los datos, por lo que con el análisis realizado se propone una estructura basada en 3 factores, que cuenta con índices de ajuste buenos. El coeficiente Omega fue superior a .81, lo que indica que el instrumento tiene una alta consistencia interna. Finalmente, en el análisis de invarianza, se encontró que no existen diferencias entre la estructura del instrumento para varones y mujeres.

Finalmente, con el presente estudio se espera motivar la realización de futuras investigaciones de fenómenos psicológicos que aborden aspectos positivos del ser humano, tal como lo es el Constructo de Salud Mental Positiva. El avance en esta área del conocimiento favorecerá la atención oportuna de casos mediante estrategias de prevención y promoción de la salud en la población en general. El entender que la salud no solamente es la ausencia de enfermedad debe ser un pilar que conduzca nuestras acciones como profesionales, ya que no se centra solo en solucionar un problema, sino anticiparlo y mejorar las condiciones de vida de las personas, fortaleciendo factores protectores a nivel individual, así como también, para la sociedad en general.

## Referencias

- Aguilar, H. M. (2018). Propiedades psicométricas del cuestionario de salud mental positiva en practicantes preprofesionales de psicología [Psychometric properties of the positive mental health questionnaire in pre-professional psychology practitioners]. *Revista de Psicología UCV*, 20(1), 64-84. <https://doi.org/10.18050/revpsiv20i1.2208>
- Bernaards, C. A., & Jennrich, R. I. (2005). Gradient Projection Algorithms and Software for Arbitrary Rotation Criteria in Factor Analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 65(5), 676-696. <https://doi.org/10.1177/0013164404272507>
- Cabarcas, J., & Mendoza, L. M. (2016). *Validación del cuestionario salud mental positiva de Llach en jóvenes estudiantes en el municipio del Carmen de Bolívar [Validation of Llach's positive mental health questionnaire in young students in the municipality of Carmen de Bolívar]* (Tesis de pregrado). Universidad Tecnológica de Bolívar, Bolívar, Colombia. <https://repositorio.utb.edu.co/handle/20.500.12585/1654>
- Cárcamo, K., Cofré, I., Flores, G., Lagos, D., Oñate, N., & Grandón, P. (2019). Atención en salud mental de las personas con diagnóstico psiquiátrico grave y su recuperación [Mental health care for people with a severe psychiatric diagnosis and their recovery]. *Psicoperspectivas. Individuo y Sociedad*, 18(2). <https://doi.org/10.5027/psicoperspectivas-Vol18-Issue2-fulltext-1582>
- 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. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Domínguez-Lara, S. A., & Merino-Soto, C. (2015). ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? [Why is it important to report the confidence intervals of Cronbach's alpha coefficient?]. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1326-1328. <http://revistaumanizales.cinde.org.co/rllcsnj/index.php/Revista-Latinoamericana/article/view/2030>
- Epskamp, S., Stuber, S., Nak, J., Veenman, M., & Jorgensen, T. D. (2019). *semPlot: Path Diagrams and Visual Analysis of Various SEM Packages' Output* (1.1.2) [Computer software]. <https://CRAN.R-project.org/package=semPlot>
- Fernández, B. (2012). Salud Mental: Un concepto polisémico [Mental Health: A Polysemic Concept]. *Revista Uruguaya de Enfermería*, 7(2), 1-10. <http://rue.fenf.edu.uy/index.php/rue/article/view/65/63>



- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Algunas consideraciones adicionales [The exploratory factor analysis of the items: Some additional considerations]. *Anales de Psicología*, 30(5), 1170-1175. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199991>
- Gómez-Acosta, A., Alpi, S. V., & Sierra-Barón, W. (2020). Propiedades psicométricas de la escala de salud mental positiva en jóvenes colombianos: Un estudio exploratorio [Psychometric properties of the positive mental health scale in Colombian youth: An exploratory study]. *CE.S Psicología*, 13(2), 102-112. <https://revistas.ces.edu.co/index.php/psicologia/article/view/5026>
- Gómez-Acosta, C. A. (2018). Factores psicológicos predictores de estilos de vida saludable [Psychological predictors of healthy lifestyles]. *Revista de Salud Pública*, 20(2), 155-162. <https://doi.org/10.15446/rsap.v20n2.50676>
- González, N. I., & Valdez, J. L. (2016). Validez de la Escala de Salud Mental Positiva en Niños Mexicanos [Validity of the Positive Mental Health Scale in Mexican Children]. *Acta de Investigación Psicológica*, 6(1), 2368-2383. [https://doi.org/10.1016/s2007-4719\(16\)30056-4](https://doi.org/10.1016/s2007-4719(16)30056-4)
- Harrington, D. (2009). *Confirmatory factor analysis*. New York: Oxford University Press.
- Hurtado-Pardos, B., Lluch-Canut, T., Casas García, I., Sequeira, C., Puig-Llobet, M., & Roldán-Merino, J. (2018). Evaluación de la fiabilidad y validez del Cuestionario de Salud Mental Positiva en profesores universitarios de Enfermería en Cataluña [Evaluation of the reliability and validity of the Positive Mental Health Questionnaire in university nursing professors in Catalonia]. *Revista de Enfermería y Salud Mental*, 9, 5-17. <https://doi.org/10.5538/2385-703X.2018.9.5>
- Instituto Nacional de Salud Mental Honorio Delgado - Hideyo Noguchi. (2018). *Compendio Estadístico* [Statistical Compendium]. <http://www.insm.gob.pe/oficinas/estadistica/compendio.html>
- Izquierdo, I., Olea, J., & Abad, F. J. (2014). Exploratory factor analysis in validation studies: Uses and recommendations. *Psicothema*, 26(3), 395-400. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.349>
- Jahoda, M. (1958). *Current concepts of positive mental health*. Basic Books. <https://doi.org/10.1037/11258-000>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., Rosseel, Y., Miller, P., Quick, C., Garnier-Villarre, M., Selig, J., Boulton, A., Preacher, K., Coffman, D., Rhemtulla, M., Robitzsch, A., Enders, C., Arslan, R., Clinton, B., Panko, P., Merkle, E., Chesnut, S., ... Ben-Shachar, M. S. (2020). *semTools: Useful Tools for Structural Equation Modeling (0.5-3)* [Computer software]. <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Kassambara, A. (2019). *ggcorrplot: Visualization of a Correlation Matrix using ggplot2 (0.1.3)* [Computer software]. <https://CRAN.R-project.org/package=ggcorrplot>
- Keith, T. Z. (2015). *Multiple regression and beyond An introduction to multiple regression and structural equation modeling (2a. ed.)*. Routledge/Taylor & Francis Group.
- Kelley, K. (2020). *MBESS: The MBESS R Package (4.8.0)* [Computer software]. <https://CRAN.R-project.org/package=MBESS>
- Lí, C. H. (2016). The performance of ML, DWLS, and ULS estimation with robust corrections in structural equation models with ordinal variables. *Psychological Methods*, 21(3), 369-387. <https://doi.org/10.1037/met0000093>
- 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 [The exploratory factor analysis of the items: A practical guide, revised and updated]. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Lluch, M. T. (1999). *Construcción de una escala para evaluar la salud mental positiva [Construction of a scale to assess positive mental health]* (Tesis Doctoral). Universidad de Barcelona, Barcelona, España. [http://diposit.ub.edu/dspace/bitstream/2445/42359/1/E\\_TESIS.pdf](http://diposit.ub.edu/dspace/bitstream/2445/42359/1/E_TESIS.pdf)
- Lluch, M. T. (2002). Evaluación empírica de un modelo conceptual de salud mental positiva [Empirical evaluation of a conceptual model of positive mental health]. *Salud Mental*, 25(4), 42-55. <https://www.redalyc.org/pdf/582/58242505.pdf>
- Macaya, X. C., Pihan, R., & Vicente, B. V. (2018). Evolución del constructo de Salud mental desde lo multidisciplinario [Evolution of the mental health construct from the multidisciplinary point of view]. *Revista Humanidades Médicas*, 18(2), 338-355. <http://scielo.sld.cu/pdf/hmc/v18n2/1727-8120-hmc-18-02-338.pdf>
- Martínez Aparicio, R., Pando Moreno, M., León Cortés, S. G., González Baltazar, R., Aldrete Rodríguez, M. G., & López Rodríguez, L. F. (2015). Validez y Confiabilidad de la Escala de Salud Mental Positiva [Validity and Reliability of the Positive Mental Health Scale]. *Psicogente*, 18(33), 78-88. <https://doi.org/10.17081/psico.18.33.57>
- Mebarak, M., De Castro, A., Salamanca, M. & Quintero, M. (2009). Salud mental: un abordaje desde la perspectiva actual de la psicología de la salud [Mental health: an approach from the current perspective of health psychology]. *Revista Psicología desde el Caribe*, 23, 83-112. <http://www.scielo.org.co/pdf/psdc/n23/n23a06.pdf>
- Mundfrom, D. J., Shaw, D. G., & Ke, T. L. (2005). Minimum Sample Size Recommendations for Conducting Factor Analyses. *International Journal of Testing*, 5(2), 159-168. [https://doi.org/10.1207/s15327574ijt0502\\_4](https://doi.org/10.1207/s15327574ijt0502_4)
- Muñoz, C. O., Restrepo, D., & Cardona, D. (2016). Construcción del concepto de salud mental positiva: Revisión sistemática [Construction of the concept of positive mental health: Systematic review]. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 39(3), 166-173. <https://www.scielosp.org/pdf/rpsp/2016.v39n3/166-173>
- Organización Panamericana de la Salud. (2020). *Perú continúa con la implementación de centros de salud mental comunitarios [Peru continues with the implementation of community mental health centers]*. [https://www.paho.org/per/index.php?option=com\\_content&view=article&id=4454:peru-continua-con-la-implementacion-de-centros-de-salud-mental-comunitarios&Itemid=1062](https://www.paho.org/per/index.php?option=com_content&view=article&id=4454:peru-continua-con-la-implementacion-de-centros-de-salud-mental-comunitarios&Itemid=1062)
- R Core Team. (2020). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org/>
- Raiche, G., & Magis, D. (2020). *NFactors: Parallel Analysis and Other Non Graphical Solutions to the Cattell Scree Test (2.4.1)* [Computer software]. <https://CRAN.R-project.org/package=nFactors>
- Revelle, W. (2020). *Psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research (2.0.8)* [Computer software]. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Rodríguez, R. (2005). El hombre como ser social y la conceptualización de la salud mental positiva [Man as a social being and the conceptualization of positive mental health]. *Revista Investigación en Salud*, 7(2), 105-111. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=14270205>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(1), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- RStudio Team. (2020). *RStudio: Integrated Development Environment for R*. RStudio, PBC, Boston, MA. <https://rstudio.com/>
- Schauberger, P., Walker, A., Braglia, L., & Sturm, J. (2020). *openxlsx: Read, Write and Edit xlsx Files (4.2.2)* [Computer software]. <https://CRAN.R-project.org/package=openxlsx>
- Sequeira, C., Carvalho, J. C., Sampaio, F., Sá, L., Lluch-Canut, T., & Roldán-Merino, J. (2014). Avaliação das propriedades psicométricas do Questionário de Saúde Mental Positiva em estudantes portugueses do ensino superior [Evaluation of the psychometric properties of the Positive Mental Health Questionnaire in Portuguese higher education students]. *Revista Portuguesa de Enfermagem de Saúde Mental*, 11, 45-53. <http://www.scielo.mec.pt/pdf/rpesm/n11/n11a07.pdf>
- Svetina, D., Rutkowski, L., & Rutkowski, D. (2019). Multiple-Group Invariance with Categorical Outcomes Using Updated Guidelines: An Illustration Using M plus and the lavaan/semTools Packages. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 27(1), 111-130. <https://doi.org/10.1080/10705511.2019.1602776>
- Vallejo, P. (2020, 7 de Mayo). *Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) en R y RStudio* [video] [Factorial Confirmatory Analysis (AFC) in R and RStudio]. Youtube. [https://www.youtube.com/watch?v=ZnHY07TKMJ4&ab\\_channel=PabloVallejoMedina](https://www.youtube.com/watch?v=ZnHY07TKMJ4&ab_channel=PabloVallejoMedina)
- Ventura-León, J. L., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: Un método alternativo para la estimación de la confiabilidad [The Omega coefficient: An alternative method for the estimation of reliability]. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627. <https://www.redalyc.org/pdf/773/77349627039.pdf>
- Vigil-Colet, A., Navarro-González, D., & Morales-Vives, F. (2020). To reverse or not reverse Likert-type items: That is the question. *Psicothema*, 32(1), 108-114. <https://doi.org/10.7334/psicothema2019.286>
- Wickham, H., & Miller, E. (2020). *haven: Import and Export SPSS, Stata and SAS Files (2.3.1)* [Computer software]. <https://CRAN.R-project.org/package=haven>
- Wickham, H., Averick, M., Bryan, J., Chang, W., McGowan, L. D., François, R., Grolemund, G., Hayes, A., Henry, L., Hester, J., Kuhn, M., Pedersen, T. L., Miller, E., Bache, S. M., Müller, K., Ooms, J., Robinson, D., Seidel, D. P., Spinu, V., ... Yutani, H. (2019). Welcome to the Tidyverse. *Journal of Open Source Software*, 4(43), 1686. <https://doi.org/10.21105/joss.01686>
- Wu, H., & Estabrook, R. (2016). Identification of Confirmatory Factor Analysis Models of Different Levels of Invariance for Ordered Categorical Outcomes. *Psychometrika*, 81(4), 1014-1045. <https://doi.org/10.1007/s11336-016-9506-0>