

Medición y comparación de la actitud docente hacia la salud mental en la escuela

Measurement and comparison of teacher attitude towards mental health in school

*Diego García-Álvarez, **Juan Hernández-Lalinde, ***Yan Ureña-Villamizar, * Paula Suddy-Olarte,
*Victoria Medina-Azuaje

*Universidad Rafael Urdaneta (Venezuela), ** Universidad Simón Bolívar (Colombia), ***Tecnológico de Antioquia –
Institución Universitaria (Colombia)

Resumen. El objetivo fue analizar la validez, confiabilidad e invarianza de la Escala de Actitud Docente hacia la Salud Mental en la Escuela, además de comparar sus dimensiones según características sociodemográficas. A nivel metodológico es un estudio instrumental, comparativo, transversal y no experimental integrado por 200 docentes. El instrumento reportó propiedades adecuadas, aunque mostró debilidades en la validez convergente y discriminante. Se hallaron diferencias a favor de las mujeres en las actitudes favorables, así como en los disgustos y expectativas; también a favor del personal docente de instituciones públicas en las actitudes favorables y desfavorables. La escala es apta para medir este constructo, pero debe profundizarse en su dimensionalidad.

Palabras clave: actitud docente, salud mental en la escuela, validez, análisis comparativo.

Abstract. The aim was to analyze the validity, reliability and invariance of the Teacher Attitude towards Mental Health in School Scale, in addition to compare its dimensions according to sociodemographic characteristics. At a methodological level, it's an instrumental, comparative, cross-sectional and non-experimental study composed of 200 teachers from Maracaibo. The scale reported adequate properties, although it showed weaknesses in convergent and discriminant validity. Differences in favor of women were found in favorable attitudes and in dislikes and expectations; also in favor of public school teachers in favorable and unfavorable attitudes. The scale is suitable to measure this construct in Venezuelan teachers, but it must be deepened in its dimensionality.

Keywords: teacher attitude, mental health in school, validity, comparative analysis.

Introducción

La escuela como espacio educativo, sociopolítico y público es la institución ideal para la promoción y protección de la salud mental, entendida como esfuerzos por crear entornos que propicien competencias para la vida, comportamientos adaptativos y habilidades para mantener estilos de vida saludables haciendo énfasis en disminuir factores y conductas riesgosas (Organización Mundial de la Salud, 2018), mientras se educa y se previenen gran variedad de riesgos psicosociales (García – Álvarez et al., 2021). Esta idea pone el foco en el corazón del sistema educativo, el personal docente, en el sentido de reflexionar acerca de los aspectos afectivos y emocionales que podrían llegar a ser elementos importantes, además de la formación didáctica y profesional,

para promover la salud mental como activo de la comunidad educativa.

Diversas investigaciones han puesto de manifiesto la relevancia de la actitud docente en áreas concretas del escenario educativo; por ejemplo, en la educación inclusiva (Rodríguez -Fuentes et al., 2021), en estudiantes con necesidades educativas especiales (González-Rojas & Triana-Fierro, 2018; Sevilla et al., 2018), en el uso de las tecnologías de información y comunicación en el aula (Ruiz, 2012), en la innovación educativa (Traver & García, 2007), en el aprendizaje cooperativo en matemáticas (Meza-Cascante et al., 2015) e incluso en la enseñanza de la estadística (Estrada et al., 2004; Estrada et al., 2013). Por su parte, Sepúlveda-Velásquez (2011) ha explicado que la actitud docente es fuente importantísima para situaciones socioeducativas en la escuela como la convivencia, integración, inclusión y el «etiquetaje» de estudiantes, ya sea negativo o positivo, de acuerdo con su salud mental, rendimiento y desempeño escolar.

En esta investigación el término de salud mental en

contexto escolar hace referencia al conjunto de posibilidades en las cuales las personas forman recursos personales, competencias integrales para la vida, habilidades específicas, conocimientos y potencialidades en la construcción de su estado de bienestar. Se entiende que un centro educativo es promotor de salud mental cuando constantemente se fortalece la capacidad de la comunidad educativa para aprender, trabajar y vivir en un entorno saludable. La OMS definió seis políticas claves que desarrollan las escuelas como centros promotores de salud, a saber: entornos físicos saludables, entornos sociales saludables, educación y habilidades para la salud, vínculos con madres, padres, familias y la comunidad, y el acceso a servicios de salud; pilares en los cuales el currículo educativo, el personal docente y el liderazgo directivo tienen un rol protagónico (World Health Organization & the United Nations Educational, 2021).

Ahora bien, la conceptualización del término «actitud», a pesar de tener larga data en la psicología social y en la literatura científica con múltiples aplicaciones en campos bien definidos, es controvertida, como también lo es su medición psicométrica. Al buscar antecedentes no se encuentra un marco teórico claro acerca de la actitud; este concepto tiende a definirse operacionalmente a posteriori con base en las escalas creadas (Escalante et al., 2012; Romero & Crispín, 2012). En tal sentido, la presente investigación asume los modelos multidimensionales de actitud en vez de la perspectiva unidimensional (Cota-Valenzuela et al., 2019). Sin embargo, De Boer et al. (2012) refieren que el número de factores del constructo de actitud es un tema de debate a la luz de la evidencia empírica que muestra arreglos unifactoriales, bifactoriales, trifactoriales o superiores.

Cabe destacar que en esta investigación se asume la actitud como un constructo psicológico en el cual se entrelazan creencias y afectividades que predisponen a una persona a responder conductualmente de manera positiva, negativa o neutral hacia un objeto, situación e institución; es decir, la actitud hace referencia a la tendencia general de actuar basado en valoraciones de componentes afectivos, conductuales y cognitivos vinculados específicamente con la salud mental en contextos escolares. En efecto, no son entidades observables sino más bien aproximaciones a la propensión evaluativa personal que se infiere de la observación de comportamientos, verbalizaciones o mediciones a través de escalas psicométricas autoadministradas (Escalante et al., 2012; Severy, 1974; Summers, 1976).

Dicho esto, de acuerdo con los autores de la escala

que se examinará en esta investigación, se puede conceptualizar la actitud docente hacia la salud mental en la escuela como el conjunto de valoraciones disposicionales interconectadas en lo emocional, cognitivo y conductual que pueden manifestarse de manera positiva, negativa o neutral hacia el objeto de interés, específicamente en la predisposición que realice el personal docente acerca de los siguientes elementos: (a) la valía de los servicios de salud mental disponibles; (b) los factores no cognitivos considerados socioemocionales de estudiantes que pudiesen interferir en su desempeño académico, tales como la autoestima, inteligencia emocional, habilidades sociales y estilos atribucionales; y (c) las dificultades de aprendizaje más comunes en contextos educacionales. Ciertamente, la actitud docente se generará de las mencionadas valoraciones interrelacionadas junto con las competencias y habilidades docentes, la gestión escolar, el liderazgo y elementos como las experiencias previas o vicarias para responder de determinada manera, ya sea favorable o desfavorablemente, ante una situación atañida a la salud mental en la escuela (García-Álvarez et al., 2020; León del Barco, 2009).

De ahí que el constructo de la actitud docente hacia la salud mental está basado en el enfoque multidimensional cognitivo-conductual que la explica como una inclinación general de respuesta que involucra emociones, creencias y comportamientos (Beckler, 1984). De modo que tales valoraciones se configuran en tres componentes: el cognitivo, el cual corresponde a los pensamientos expresados en opiniones, juicios y creencias definidas; el afectivo, comprendido por las emociones, sentimientos y afectos favorables o desfavorables; y el conductual, componente más activo de la actitud pues hace referencia a la disposición de conducirse de manera determinada (González-Rojas & Triana-Fierro, 2018).

Es evidente que las actitudes docentes tendrán ciertas funciones sobre la actuación profesional, pudiendo enunciar las siguientes: (a) función de conocimiento, permitiendo a la persona organizar la información que se presenta en el contexto; (b) función instrumental, que hace referencia a los comportamientos vinculados a objetivos concretos; (c) función ego-defensiva, la cual se relaciona con la construcción del autoestima, la exteriorización de emociones y el afrontamiento; (d) función de valores, la que permite expresar valores importantes para la persona de acuerdo a sus creencias axiológicas en la actuación profesional; y (e) función de ajuste social, la que facilita la pertenencia, aprobación y

apoyo a grupos que compartan las predisposiciones en las formas de actuar, pensar y sentir acerca de la salud mental en la escuela (Cota-Valenzuela et al., 2019; Ubillos et al., 2004).

En definitiva, serían diversas las funciones de la actitud que se verían implicadas en la disposición que tenga el personal docente para valorar la salud mental como el adecuado funcionamiento psicosocial de estudiantes en el espacio escolar, también para detectar posibles comportamientos riesgosos e incluso posibles síntomas de alarma que requieran de servicios de salud mental en la institución educativa, como, por ejemplo, dificultades socioemocionales o de aprendizaje. Por su parte, Sepúlveda-Velásquez (2011) expone que la importancia de la actitud docente es alta con relación al éxito de políticas educativas operacionalizadas en programas de salud mental en la escuela, ya sea de inclusión, integración o de salud en general. Se coincide con la autora en que también estas actitudes favorables influirán en la institucionalización educativa de la universalidad de los derechos humanos, pluralismo, reconocimiento a distintas realidades, inclusión, equidad y justicia.

Ahora bien, a nivel empírico el estudio de la actitud docente hacia la salud mental en espacios educativos ha sido poco desarrollado (Breuer, 2016). Este vacío en la literatura se hace notable en la revisión de los antecedentes de escalas para medir el constructo. Por un lado, se consiguen instrumentos concebidos desde la enfermedad mental o desde el modelo médico expandido en la psicología educativa, con adaptaciones sutiles para ser empleados con docentes. Algunos de estos son el *Inventory of Attitudes Towards Seeking Mental Health Services* (IATSMHS) de Mackenzie et al. (2004), y la entrevista semiestructurada con viñetas prácticas de Nikapota et al. (1998) dirigida a docentes y empleada para tomar decisiones con casos de niños y niñas de Ford & Nikapota (2000). Por otro lado, se han desarrollado escalas más modernas desde enfoques familiares al constructo de la actitud docente hacia la salud mental, específicamente orientadas a la educación inclusiva como aceptación de la diversidad y al ser diferentes, enmarcadas en contextos escolares y en las necesidades educativas especiales desde una dirección orientada a la psicología de la discapacidad e integración escolar.

En este contexto, la escala que se presenta en este artículo hace referencia a la actitud docente desde la óptica de la promoción de la salud mental, así como desde una perspectiva inclusiva aplicada a la diversidad de los factores no cognitivos relacionados al aprendizaje, además de la valoración de servicios de salud mental

disponibles y hacia las principales dificultades de aprendizaje que podrían configurarse en necesidades educativas especiales. La investigación en esta línea ha mostrado que los datos son pocos congruentes con las características sociodemográficas de docentes. Primeramente, alguna evidencia a nivel de diferencias de acuerdo con el género de docentes ha favorecido a las mujeres (Pegalajar & Colmenero, 2017; Rodríguez - Fuentes et al., 2021; Sevilla et al., 2018), mientras que otras no son concluyentes al respecto (Domínguez & López, 2010).

Siguiendo con esta idea, tampoco hay consenso sobre el efecto del centro educativo. Algunos investigadores han encontrado que docentes de colegios privados tienden a presentar actitudes favorables hacia la inclusión, salud y necesidades educativas especiales, posiblemente debido a la mayor cantidad de recursos disponibles en la institución de orden material y de servicios de salud (Garzón et al. 2016; Rodríguez - Fuentes et al., 2021;). Otros refieren que la actitud docente depende más de aspectos personales que de institucionales (Bermúdez & Navarrete, 2020). Una tercera característica sociodemográfica que ha sido estudiada en investigaciones previas es la antigüedad, encontrándose que docentes con menor tiempo de servicio tienden a presentar una actitud favorable hacia la inclusión y necesidades educativas particulares (Angenscheidt & Navarrete, 2017; Pegalajar & Colmenero, 2017), mientras que otras investigaciones muestran que la antigüedad del trabajo docente no influye en las actitudes referidas (Bermúdez & Navarrete, 2020; Polo-Sánchez & Aparicio-Puerta, 2018).

Con base en lo anterior, la investigación se organizó con tres propósitos principales que derivaron en siete hipótesis. El primer objetivo fue evaluar la validez de constructo y la confiabilidad de la escala propuesta por García-Álvarez et al. (2020). Con respecto a la estructura interna, y con base en las referencias citadas del modelo cognitivo conductual de las actitudes, se supuso que un modelo de tres factores correlacionados representaría adecuadamente al constructo de la actitud docente hacia la salud mental escolar arrojando índices de ajuste aceptables (hipótesis 1). Por otro lado, estudios como los desarrollados por Beckler (1984) sugieren que, si bien esta construcción teórica puede concebirse multidimensionalmente, trabajos como los emprendidos por De Boer et al. (2012) apuntan a que no hay una separación clara entre las dimensiones y que podrían registrarse elevadas correlaciones interfactoriales, afectando así la validez convergente y discriminante del ins-

trumento (Lemp et al., 2021; Pascuas-Rengifo et al., 2021). En tal sentido, se conjeturó que la escala exhibiría indicadores adecuados en lo que respecta a estos dos atributos, y que, de existir una alta asociación entre las subescalas, esta no perjudicaría de manera importante a estas propiedades (hipótesis 2). Además, se permite suponer que la consistencia interna sería adecuada y que se obtendrían cifras aceptables en cada una de las dimensiones (hipótesis 3).

El segundo objetivo fue probar la invarianza del instrumento, empleando para ello ecuaciones estructurales incorporando la estructura de medias, varianzas y covarianzas (SEM-MACS). Así, se examinó la equivalencia de la escala mediante la restricción de los umbrales, cargas factoriales e interceptos, lo que luego permitiría realizar una comparación de las medias de las variables latentes. Al respecto, la escasez de publicaciones en las que se hayan efectuado trabajos de este tipo dificultó el planteamiento de la hipótesis; sin embargo, se supuso que el instrumento mostraría, por lo menos, invarianza parcial al examinarla según sexo, tipo de institución y antigüedad docente (hipótesis 4).

El tercer objetivo se enfocó en comparar las medias de los factores de acuerdo con las características sociodemográficas mencionadas. Aunque la literatura no es completamente clara al respecto, precedentes como los mencionados (Pegalajar & Colmenero, 2017; Rodríguez - Fuentes et al., 2021; Sevilla et al., 2018) sugieren que las docentes mujeres tendrían una mayor predisposición que los hombres y que, por ende, manifestarían una mejor actitud hacia la salud mental (hipótesis 5). De forma similar, lo postulado por Rodríguez - Fuentes et al. (2021); y Garzón et al. (2016) hacen entrever que, en cuanto a este constructo, el personal docente de instituciones privadas ostentaría niveles más elevados que el de instituciones públicas (hipótesis 6), hecho que se deriva de las precarias condiciones que generalmente afectan a quienes laboran en este tipo de planteles. Por último, de acuerdo con lo reportado por Angenscheidt & Navarrete (2017) y Pegalajar & Colmenero (2017), se hipotetizó que docentes con menor antigüedad reflejarían mayor actitud favorable hacia la salud mental en contextos escolares que docentes con tiempos más prolongados en el ejercicio profesional (hipótesis 7).

Metodología

Tipo de investigación

La investigación se clasifica como instrumental, com-

parativa, transversal y no experimental (Ato et al., 2013).

Participantes

El estudio contó con 200 docentes adscritos al municipio escolar número 2 de Maracaibo, Venezuela. Para la selección de docentes se empleó un muestreo por conveniencia que abarcó a 42 planteles públicos y privados de esta ciudad. Considerando que el tipo de muestreo fue no probabilístico, la cantidad de participantes quedó determinada por la disponibilidad del personal docente, así como también por las limitaciones económicas, logísticas y de tiempo asociadas con la investigación. De 200 profesores, el 21,50% ($n=43$) fueron hombres y el 78,50% ($n=157$) fueron mujeres, mientras que el 37,50% ($n=75$) trabajaban en instituciones públicas y el 62,50% ($n=125$) en colegios privados. En cuanto a los años de servicio, el 51,50% ($n=103$) tenían una antigüedad de 1 a 10 años, en tanto que el 48,50% restante ($n=97$) habían estado vinculados a la actividad docente por periodos de 11 a 20 años.

Instrumentos

El instrumento se denominó «Escala de Actitud Docente hacia la Salud Mental en la Escuela» (EADSME), medida creada por García-Álvarez et al. (2020) en formato Likert de cinco opciones: 1=totamente en desacuerdo, 2=medianamente en desacuerdo, 3=neutro, 4=medianamente de acuerdo y 5=totamente de acuerdo (ver Anexo). En detalle el instrumento fue diseñado con la finalidad de explorar la actitud desde la perspectiva multidimensional en aspectos cognitivos, emocionales y conductuales de la salud mental en contexto escolar en situaciones específicas relacionadas con servicios de salud mental en el centro educativo, autoestima, habilidades socio emocionales, atribuciones personales de estudiantes hacia el éxito y al fracaso escolar, conductas disruptivas y dificultades de aprendizaje. Su aplicación puede ser individual y colectiva con una duración aproximada de 10 a 15 minutos.

La validez de contenido se evaluó mediante juicio de expertos en psicología educativa, salud mental y psicología de la discapacidad. El material utilizado para esta fase constó de un baremo para la cualificación de la escala en el que se incluyeron el título del instrumento, las instrucciones y las características de la población de interés, además de un cuadro para valorar los ítems y esgrimir las sugerencias del caso. De este proceso trascendieron 42 reactivos que fueron sometidos a un Análisis Paralelo (AP) revelando tres factores subyacentes.

Para complementar este paso, se inspeccionó el gráfico de sedimentación y se realizó la prueba de Velicer, hallando los mismos resultados.

Posteriormente, se llevó a cabo un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) a través de mínimos residuales y rotación oblimin con el propósito de obtener una estructura que fuese sopesada a la luz de la teoría, no sin antes comprobar la idoneidad de este procedimiento ($KMO=0,95$, $Bartlett \chi^2=7053,62$, $gl=861$, $p<0,001$). Los ítems con saturación menor que 0,50 fueron eliminados, conformando así una escala con 27 afirmaciones agrupadas en tres dimensiones que explicaron el 55% de la varianza y que fueron identificadas como Actitudes Favorables (AF), Actitudes Desfavorables (AD) y Disgustos y Expectativas (DE). Es importante aclarar que todos los reactivos de AD fueron redactados en sentido inverso, por lo que deben recodificarse antes de corregir la escala. En lo que respecta a la confiabilidad de los ítems, una aproximación inicial mostró índices alfa que oscilaron desde 0,96 hasta 0,97, así como coeficientes de correlación ítem-total corregidos que variaron desde 0,31 hasta 0,87.

Procedimiento

La investigación dio inicio con la divulgación del objetivo y alcance del proyecto entre todas las personas involucradas. Durante esta etapa se le comunicó al personal docente que la participación era completamente voluntaria y que no estaba ligada a remuneraciones de índole alguna. Asimismo, se precisó que la información suministrada sería tratada con confidencialidad siendo empleada solamente para fines investigativos. El personal docente fue informado acerca de la posibilidad de abandonar la investigación en cualquier momento si así lo deseaban, aclarando que ello no supondría repercusiones negativas para su persona ni para su desempeño laboral. Todo esto se asentó en el consentimiento informado, diligenciado acatando las sugerencias de la Asociación Americana de Psicólogos (APA) y la Federación de Psicólogos de Venezuela (FPV).

Análisis estadístico

Se utilizaron ecuaciones estructurales (SEM) para realizar el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) por medio de la estructura de medias, varianzas y covarianzas (Means and Covariances Structure, MACS), todo ello con el objeto de probar el modelo teórico de la EADSME, pero también de establecer la invarianza y comparar los grupos sin la necesidad de calcular las puntuaciones de la escala. Esta aproximación es preferible cuando no

se ha establecido con claridad la dimensionalidad del instrumento o cuando no se han obtenido medidas basadas en un modelo bifactorial para la fiabilidad de tales puntajes.

Puesto que la normalidad multivariada fue rechazada (estadísticos de Mardia significativos para 0,001: asimetría=33331,50 y curtosis=76,17) y considerando que el instrumento posee menos de siete alternativas de respuesta, se eligió como método de estimación el de mínimos cuadrados ponderados en diagonal con medias y varianzas ajustadas (WLSMV) debido a su superioridad para manejar este tipo de datos (Flora & Curran, 2004). Para verificar el ajuste se utilizó el estadístico chi-cuadrado y su nivel de significación, empleando la razón entre esta medida y los grados de libertad en vista de su sensibilidad al tamaño muestral. Asimismo, se calcularon indicadores como el error cuadrático medio por aproximación (RMSEA), residuo estandarizado cuadrático medio (SRMR), índice de ajuste comparativo (CFI) y de Tucker-Lewis (TLI). Los puntos de corte aceptables u óptimos se muestran en la Tabla 1 (Byrne, 1998; Hu & Bentler, 1999; Kline, 2016; Steiger, 2007; Tabachnick & Fidell, 2019).

Con la intención de examinar la validez convergente se adoptó el criterio de la Varianza Media Extraída (VME) que respalda esta propiedad si su valor es mayor que 0,50 (Fornell & Larcker, 1981), mientras que la validez discriminante se inspeccionó a través del método de Henseler et al. (2015), según el cual se sustenta este atributo si ninguna de las razones de las correlaciones HTMT (heterotrait-monotrait) resultan superiores a 0,80. La consistencia interna, por su parte, fue estimada a través de los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald, admitiendo como adecuadas cifras mayores o iguales que 0,70 (Hair et al., 2011).

La invarianza se probó hasta el nivel escalar mediante un AFC multigrupos con enfoque MACS. Como se mencionó previamente, esto no solo se hizo con la intención de probar que la EADSME es invariante a características como el sexo, antigüedad docente o tipo de institución educativa (pública o privada), sino también con el propósito de contrastar diferencias en las variables latentes asegurándose de que las mismas se deban a un efecto generado por el grupo y no a diferencias en las propiedades de la escala (Cheung & Rensvold, 2002). La estrategia a seguir en estos casos es la de comparar modelos anidados a los que se imponen restricciones sucesivas en la estimación de los parámetros, de modo que, si se no observan cambios mayores en los índices de ajuste tras aplicar estas condiciones, se avala

la equivalencia del instrumento.

El punto de partida para evaluar la invarianza fue el modelo configuracional en el que se estimaron libremente los parámetros en cada grupo. A continuación, se forzaron a la igualdad los umbrales (thresholds) para luego valorar la invarianza métrica mediante la restricción de las cargas factoriales. Finalmente, se comprobó la equivalencia escalar estipulando que los interceptos tuviesen el mismo valor en los conjuntos comparados. El supuesto de invarianza se sopesó a través de la diferencia en los estadísticos chi-cuadrado con base en el procedimiento recomendado por Satorra-Bentler (2010). Además, se tomó en cuenta el cambio en el RMSEA, SRMR, CFI y TLI, clasificando como apropiados los siguientes valores (Cheung & Rensvold, 2002): $\Delta\text{RMSEA} < 0,01$, $\Delta\text{SRMR} < 0,015$, $\Delta\text{CFI} < 0,01$ y $\Delta\text{TLI} < 0,01$.

Tal y como se mencionó, la comparación de acuerdo con el sexo, tipo de institución y antigüedad se sustentó en el enfoque SEM-MACS. La superioridad de esta metodología al momento de contrastar las medias de variables latentes sobre técnicas tradicionales como el análisis de varianza ha sido ampliamente documentada (Borsboom, 2008; Cohen et al., 1990; Steinmetz, 2010; Thompson & Green, 2006). Durante este procedimiento, se escogió arbitrariamente a uno de los grupos como conjunto de referencia cuya media fue fijada en cero, lo que facilitó la realización del contraste z de Wald y el cálculo de su respectiva significación. Los grupos referenciales fueron los hombres, el personal docente de planteles públicos y docentes cuyos tiempos de servicio oscilaron desde 1 hasta 11 años. La magnitud de las diferencias fue estimada con base en las adaptaciones propuestas por Hancock (2001) al estadístico d de Cohen (1988), asignando al coeficiente H de confiabilidad de constructo un valor conservador de 0,80 sobre el cual corregir los puntos de corte para el tamaño del efecto. Así, las diferencias fueron clasificadas según el d -ajustado como menores ($e \gg 0,22$), moderadas ($e \gg 0,56$) y elevadas ($e \gg 0,89$). Para profundizar en los detalles acerca de este procedimiento, consúltese a Hancock (2001) y Steinmetz (2010).

El procesamiento de los datos se realizó con R-Studio, específicamente con los paquetes Lavaan (Rosell, 2012), SemTools (Jorgensen et al., 2020), SemPlot (Epskamp et al., 2019), Psych (Revelle, 2020), MVN (Korkmaz et al., 2014) y Paran (Dinno, 2018). La significación de los resultados se fijó a partir de 0,05, salvo cuando se obtuvo el intervalo de confianza bilateral del Rmse, mismo que fue construido para un nivel de confianza de 0,90.

Resultados

Validez de constructo y confiabilidad

Todos los resultados de esta sección se presentan en la Tabla 1. El ajuste del modelo teórico de la EADSME fue aceptable puesto que, aunque el estadístico chi-cuadrado resultó significativo, la relación entre este y los grados de libertad fue óptima. Asimismo, el RMSEA fue menor que 0,08, lo que también se observó en el SRMR, permitiendo clasificar a tales medidas como aceptables y óptimas, respectivamente. En cuanto a los índices de ajuste, tanto el CFI como el TLI reportaron cantidades satisfactorias mayores que 0,95.

En lo referente a la validez convergente, los hallazgos reflejan que esta propiedad no se cumplió en el factor AD. En este caso, la VME fue inferior a 0,50, indicando que menos de la mitad de la variabilidad de estos ítems se explicaría por la influencia de dicho constructo. Por su parte, la validez discriminante también exhibió ligeras fallas. Nótese que la razón de la correlación HTMT entre AF y DE fue mayor que 0,80, lo que supondría la incapacidad de la escala para identificar nociones teóricamente distintas. Esto se corroboró con la matriz de las correlaciones de las variables latentes (no se muestra en la Tabla 1), en la que se registraron cifras significativas para 0,001 ($\text{COR}_{\text{AF-AD}} = 0,58$, $\text{COR}_{\text{AF-DE}} = 0,82$, $\text{COR}_{\text{AD-DE}} = 0,48$).

Por otro lado, la consistencia interna del instrumento fue apropiada. Obsérvese que los valores del alfa de Cronbach derivado de las correlaciones policóricas fueron mayores que 0,70, así como también los del coeficiente omega calculados con base en el AFC.

Los resultados anteriores tienen importantes implicaciones prácticas y son congruentes con las hipótesis 1 y 3, mas no con la hipótesis 2. En efecto, aunque las propiedades de la EADSME fueron adecuadas en general, los problemas de validez convergente y discri-

Tabla 1
Validez de constructo y confiabilidad de la EADSME*

Índices	Aceptable	Óptimo	Modelo evaluado
$\chi^2 (gl)$	> 0,01	> 0,05	480,47*** (321)
χ^2 / gl	< 3,00	< 2,00	1,50
RMSEA, ICB 90%	< 0,08	< 0,05	0,05 [0,04, 0,06]
SRMR	< 0,08	< 0,05	0,06
CFI	> 0,90	> 0,95	0,98
TLI	> 0,90	> 0,95	0,97
Factores	F1	F2	F3
F1	NA		
F2	0,57	NA	
F3	0,82	0,45	NA
VME	0,72	0,47	0,59
Alfa	0,98	0,78	0,84
Omega	0,91	0,70	0,80

Fuente: elaboración propia. *Se muestra en la parte superior de la tabla los índices de ajuste para evaluar la validez factorial de la escala, mientras que en la parte inferior se exhibe la validez discriminante mediante la razón de las correlaciones HTMT, pero también la validez convergente con la VME y la fiabilidad por medio de los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald. ***Significativo para 0,001. Abreviaturas: RMSEA: error cuadrático medio por aproximación. SRMR: error cuadrático estandarizado medio. CFI: índice de ajuste comparativo. TLI: índice de Tucker-Lewis. F1: actitudes favorables. F2: actitudes desfavorables. F3: disgustos y expectativas. VME: varianza media extraída.

minante alertan sobre ciertas limitaciones y sugieren que deben llevarse a cabo estudios adicionales en los que se evalúe la dimensionalidad de la escala con la intención de elucidar su estructura interna y estimar la fiabilidad de las puntuaciones directas.

Invarianza factorial a nivel escalar

La invarianza del instrumento se ofrece en la Tabla 2. Como puede notarse, este supuesto se cumplió a todos los niveles considerados y según las tres características sociodemográficas investigadas. De manera concreta, nótese que las diferencias en los estadísticos chi-cuadrado de Satorra-Bentler fueron no significativas, mostrando que la escala es invariante y que dicha equivalencia se logró incluso tras restringir los umbrales, cargas factoriales e interceptos. Además, los cambios en índices de ajuste tales como el RMSEA, SRMR, CFI y TLI fueron siempre menores a los puntos de corte recomendados, resultados que constituyen una evidencia que favorece claramente a la hipótesis 4.

Tabla 2

Invarianza factorial de la EADSME según sexo, tipo de institución y antigüedad

Índices	Invarianza según sexo ^a				Invarianza según tipo de institución ^b				Invarianza según antigüedad ^c			
	M1	M2	M3	M4	M1	M2	M3	M4	M1	M2	M3	M4
χ^2 (gl) ^d	884,07	939,48956	60972,99831	13889,36909	97933,73862	48915,86935	04957,88					
gl	642	696	720	744	642	696	720	744	642	696	720	744
χ^2 /gl	1,38	1,35	1,33	1,31	1,29	1,28	1,26	1,26	1,34	1,32	1,30	1,29
RMSEA	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,05	0,05	0,05	0,06	0,06	0,06	0,05
SRMR	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08
CFI	0,97	0,97	0,97	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
TLI	0,97	0,97	0,97	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98	0,97	0,98	0,98	0,98
Comparación	NA	M1	M2	M3	NA	M1	M2	M3	NA	M1	M2	M3
$\Delta\chi^2$	NA	52,06 ¹	23,53 ¹	27,94 ¹	NA	57,35 ¹	22,65 ¹	32,73 ¹	NA	42,50 ¹	23,15 ¹	34,20 ¹
Δ gl	NA	54	24	24	NA	54	24	24	NA	54	24	24
Δ RMSEA	NA	0,00	0,00	0,00	NA	0,01	0,00	0,00	NA	0,00	0,00	0,01
Δ SRMR	NA	0,00	0,00	0,00	NA	0,00	0,00	0,00	NA	0,00	0,00	0,00
Δ CFI	NA	0,00	0,00	0,00	NA	0,00	0,00	0,00	NA	0,01	0,00	0,00
Δ TLI	NA	0,00	0,00	0,00	NA	0,00	0,00	0,00	NA	0,01	0,00	0,00

Fuente: elaboración propia. ^aMujeres (n=157) y hombres (n=43). ^bInstituciones públicas (n=75) y privadas (n=125). ^cDesde 1 hasta 10 años (n=103) y desde 11 hasta 20 años (n=97). ^dSignificativos para 0,001. ¹No significativo. Abreviaturas: M1: modelo con parámetros libres para evaluar invarianza configural. M2: modelo con umbrales iguales para evaluar la invarianza de los umbrales. M3: modelo con cargas factoriales iguales para evaluar invarianza métrica. M4: modelo con interceptos iguales para evaluar invarianza escalar. RMSEA: error cuadrático medio por aproximación. SRMR: error cuadrático estandarizado medio. CFI: índice de ajuste comparativo. TLI: índice de Tucker-Lewis. Δ : símbolo delta para indicar la diferencia entre los índices de los modelos comparados.

Comparación según sexo, tipo de institución y antigüedad docente

En lo concerniente al sexo, se registraron diferencias significativas en dos de las tres variables latentes, concretamente en AF y DE. En el primer caso, las mujeres registraron niveles más elevados que los hombres con un tamaño de efecto moderado ($\Delta M=0,79$, $p=0,005$, Cohen $d=0,73$) (El símbolo ΔM se usa para designar la diferencia de medias entre grupos), hecho que se repitió en el otro factor, pero esta vez con discrepancias de pequeña magnitud ($\Delta M=0,52$, $p=0,044$, Cohen $d=0,49$). El contraste en AD entre docentes masculinos y femeninos no fue significativo ($\Delta M=0,47$, $p=0,062$). Por otro lado, el tipo de institución educativa

también tuvo efecto sobre AF y AD. De manera específica, el personal docente de planteles públicos exhibió valores más altos en AF que los de colegios privados ($\Delta M=0,32$, $p=0,018$, Cohen $d=0,45$), lo que también se reportó en AD ($\Delta M=0,38$, $p=0,014$, Cohen $d=0,52$), aunque el tamaño del efecto sugiere que estas diferencias tienen poca relevancia práctica. Por su parte, las medias en la dimensión DE fueron similares entre los profesores de cada tipo de institución ($\Delta M=0,20$, $p=0,166$). Finalmente, la antigüedad no tuvo influencia sobre ninguno de los factores de la actitud hacia la salud mental escolar. Los promedios observados entre la muestra de docentes con tiempos de servicio que variaron desde 1 hasta 10 años fueron equivalentes a los de aquellos cuya experiencia osciló desde 11 hasta 20 años, tanto en AF ($\Delta M=0,26$, $p=0,099$), AD ($\Delta M=0,01$, $p=0,936$) como en DE ($\Delta M=0,30$, $p=0,070$).

Los descubrimientos previos sustentarían la hipótesis 5 en la que se planteó que las educadoras exteriorizarían una mejor actitud hacia la salud mental que los docentes; sin embargo, objetarían el supuesto trazado en la hipótesis 6, por cuanto el personal docente de instituciones educativas públicas manifestó niveles más altos que el de colegios privados. Tampoco se encontraron evidencias que respalden la hipótesis 7 siendo que no se hallaron diferencias significativas en el constructo según la antigüedad docente.

Discusión

Los resultados encontrados sustentan el modelo de la actitud docente favoreciendo la estructura multidimensional por encima de la unidimensional (Beckler, 1984; González-Rojas & Triana-Fierro, 2018). Ahora bien, en lo concerniente a la actitud docente hacia la salud mental en ambientes escolares, no se encuentran escalas en la región que funjan como antecedentes para establecer relaciones comparativas inmediatas, lo que pone aún más de manifiesto la relevancia de los resultados encontrados pues permiten contar con una medida psicométrica local con adecuadas propiedades que ayudaría a promover la salud mental en la escuela desde la perspectiva y el campo de influencia del docente.

Con respecto a la validez factorial, la escala analizada presentó una estructura trifactorial (hipótesis 1) que da cuenta de las interrelaciones de las dimensiones del pensar, sentir y actuar del docente con respecto a la salud mental en la escuela (León del Barco, 2009). Estos factores son:

Actitudes Favorables (AF): dimensión que agrupa una variedad de ítems que reflejan las creencias, disposiciones conductuales y emocionales que son percibidas por docentes de manera favorable en cuanto a situaciones vinculadas con la salud mental escolar. Algunos ejemplos son el rol de la escuela como espacio promotor de la salud mental, la valoración de la diversidad de estudiantes a nivel de factores no cognitivos que intervienen en el aprendizaje como la autoestima, habilidades socioemocionales y estilos atribucionales de éxito académico; así como la mirada a la diversidad desde comportamientos de estudiantes con dificultades de aprendizaje en el aula, aproximándose a posibles necesidades educativas especiales.

Actitudes Desfavorables (AD): comprende los reactivos concernientes a las disposiciones conductuales, emocionales y creencias desfavorables de docentes hacia el abordaje de la salud mental en el aula, con implicaciones en la valoración negativa o en la desestimación de factores no cognitivos implicados en el aprendizaje, así como con la asociación de la falta de voluntad estudiantil ante situaciones relacionadas con dificultades de aprendizaje. Un ejemplo claro de elementos de este factor sería la siguiente afirmación: «considero que el bajo rendimiento académico de los estudiantes se debe a falta de voluntad».

Disgustos y Expectativas (DE): este factor incluye ítems que hacen referencia a las expectativas que se tienen acerca de la escuela como institución con responsabilidad en la promoción de la salud mental en la comunidad educativa. Además, en esta dimensión se manifiesta el disgusto generado al no materializarse, institucionalmente, las políticas educativas orientadas a tales fines; por ejemplo, «me entristece que la escuela no brinde ayuda suficiente a los estudiantes con problemas de salud mental».

Asimismo, estos factores descritos que conforman la estructura factorial de la escala con 27 ítems arrojaron adecuados indicadores de confiabilidad, a saber, los índices alfa y omega sugieren adecuada consistencia interna de la escala (hipótesis 3). Sin embargo, la escala presenta deficiencias en la validez convergente y divergente que comprometerían su uso (dificultades en aceptar la hipótesis 2).

A nivel de invarianza factorial, la escala muestra atributos apropiados que avalan su uso al momento de comparar las medias de los factores latentes previamente mencionados a través de tres características sociodemográficas concretas: sexo, antigüedad docente y tipo de institución educativa. Es decir, la escala es

capaz de detectar diferencias en tales dimensiones cuando se asume que estas en realidad existen, teniendo la confianza de que las mismas no se vean enmascaradas por características variantes del instrumento. Por lo tanto, la principal implicación práctica relevante de este hallazgo es la garantía de realizar contrastes de hipótesis que cuenten con claridad estadística y que estén libres de elementos de confusión (hipótesis 4).

En tal sentido, en esta investigación se encontraron diferencias significativas de acuerdo con el sexo en el factor AF, beneficiando a las docentes mujeres sobre los hombres (hipótesis 5), lo que es congruente con los antecedentes reportados de actitudes docentes hacia la inclusión y necesidades educativas especiales (Pegalajar & Colmenero, 2017; Rodríguez - Fuentes et al., 2021; Sevilla et al., 2018). Sería interesante estudiar si estas diferencias obedecen a factores socioculturales como la vivencia y expresión del género. De igual manera, se hallaron valores más elevados en el factor AF en docentes de instituciones públicas en comparación a instituciones privadas (dificultades en aceptar la hipótesis 6), lo que coincide con los aportes que sugieren que la actitud docente es una variable más relacionada a aspectos internos valorativos de la persona que a los recursos materiales disponibles en la institución (Bermúdez & Navarrete, 2020). Por otro lado, tampoco se encontraron diferencias significativas con relación a la antigüedad docente en los factores AF y AD (dificultades en aceptar la hipótesis 7), hecho que concuerda con los aportes de Bermúdez & Navarrete (2020) y Polo-Sánchez & Aparicio-Puerta (2018).

En lo concerniente a implicaciones prácticas generales, se insta a las personas que se dedican a la docencia a seguir fortaleciendo sus conocimientos teóricos, prácticos y actitudinales en cuanto a la salud mental en el contexto educativo, para así comprender la importancia del rol docente en la promoción de la salud mental. De este modo, contar con los conocimientos necesarios les permitirá prevenir, identificar y abordar, por lo menos en primera instancia, los problemas de salud mental más comunes que puedan presentarse en la escuela, para luego informar a representantes o remitir estos casos a servicios de salud mental intra o extraescolares. Es relevante que docentes estén capacitados para responder adecuadamente, por lo que es altamente recomendable que se aprovechen las oportunidades de formación proporcionadas por la escuela en esta área, y en caso de no tenerlas, solicitarlas y motivar a que estas sean ofrecidas; en efecto, en algunos estudios se ha documentado como principal la queja docente de no sentirse capacita-

dos en este tema (González-Rojas & Triana-Fierro, 2018).

En este orden de ideas, reflexionar sobre la salud mental en contextos escolares implica también pensar en la justicia social, en la accesibilidad a servicios de salud mental de calidad para estudiantes sin importar sus condiciones socioeconómicas, así como también en la prevención y en el afrontamiento de problemas conductuales o disciplinares dentro del aula. Adicionalmente, entraña el apoyar necesidades socioemocionales de estudiantes, promover el éxito académico entendido como el mantenimiento de las trayectorias educativas a través del desarrollo de estilos atribucionales adaptativos, fomentar la capacidad de relacionarse con pares y fortalecer la autoestima de estudiantes de tal manera que se consolide un entorno escolar sano y seguro que influya en el desarrollo psicosocial y en el aprendizaje significativo.

Ahora bien, como sucede en todas las investigaciones, este trabajo tiene limitaciones que deben ser puntualizadas. Primeramente, la influencia de la muestra sobre los hallazgos ha de ser tomada en cuenta con mucho cuidado. Como ha quedado claro, la muestra estuvo compuesta enteramente por personal docente de Maracaibo, Venezuela, además de estar integrada en su mayoría por docentes femeninas y por personal docente de instituciones privadas. Otro aspecto que tiene relevancia es el tipo de muestreo. Las condiciones económicas, logísticas y de tiempo, sumadas a la imposibilidad práctica de construir el marco muestral, obligaron a elegir una técnica no probabilística para la selección de los participantes, lo que pudiera introducir sesgos que deben ser considerados para evitar conclusiones equivocadas. En consecuencia, es probable que los resultados solo concuerden con este tipo de población y que, por tanto, la generalización esté restringida únicamente a este contexto.

Otra limitación asociada con la muestra fue el tamaño alcanzado. Aparte de los inconvenientes mencionados anteriormente, las condiciones económicas y sociales del país repercutieron de forma importante al momento de administrar el instrumento y recolectar los datos, impidiendo llegar a un número de participantes mucho mayor. Esta dificultad también afecta la validez externa de la investigación, pudiendo generar inestabilidad en las estimaciones obtenidas y conducir a hallazgos opuestos cuando se aplique la escala en entornos distintos. Para mejorar las inferencias derivadas de utilizar la EADSME, se recomienda a investigadores que comparen minuciosamente sus hallazgos con los repor-

tados en este trabajo, si es posible, con muestras de mayor tamaño y empleando técnicas aleatorias para su escogencia.

Por último, una implicación práctica de relevancia ya fue señalada en el apartado de resultados, pero se profundizará en este momento. Esta es la primera aproximación en la que se estima la validez factorial, convergente, discriminante y la invarianza del instrumento, siendo que los primeros procedimientos fueron exploratorios y tendientes a establecer la validez de contenido y la fiabilidad inicial de la escala. Asimismo, en esta investigación no se han empleado modelos bifactoriales para profundizar en la estructura interna del cuestionario, metodología que podría esclarecer aspectos como la dimensionalidad e indicar qué tan confiables son las puntuaciones directas, totales o subtotales, como herramientas descriptivas y comparativas. Por ende, se exhorta a investigadores que estén interesados en emplear esta herramienta de medición a que utilicen el marco de referencia de las ecuaciones estructurales para efectos de estimación y de contraste, toda vez que esta estrategia es superior a la que ofrecen los modelos lineales generalizados. Igualmente, se insta a que se emprendan investigaciones adicionales en las que se replique este estudio, de modo que puedan obtenerse evidencias en otros contextos que respalden o refuten los hallazgos encontrados en este trabajo.

A investigadores y profesionales de psicología y ciencias de la educación en general que deseen aplicar la escala se les alienta a no utilizar la sumatoria o el promedio de los puntajes directos; en cambio, se les urge a emplear ecuaciones estructurales para poder estimar la media de las variables latentes y realizar los contrastes respectivos. También se recomiendan futuras investigaciones en las que se profundice en la dimensionalidad de esta medida, siempre que sea posible, con muestras probabilísticas de tamaño considerable.

Conclusiones

Se estudió la validez de constructo, confiabilidad e invarianza factorial de la Escala de Actitud Docente hacia la Salud Mental en la Escuela (EADSME). También se comparó este constructo según sexo, tipo de institución y antigüedad docente. Se concluye que el modelo teórico de la EADSME se corresponde con una estructura de tres factores correlacionados; a saber: actitudes favorables, actitudes desfavorables y disgustos y expectativas. Este modelo arrojó índices de ajuste y cifras de consistencia interna apropiadas, pero reportó dificulta-

des en la validez convergente y discriminante del instrumento.

Asimismo, la escala fue invariante a nivel escolar en las tres características sociodemográficas evaluadas: sexo, antigüedad docente y tipo de institución, ya sea pública o privada. Por otro lado, se encontraron diferencias en los factores del constructo de actitud, específicamente beneficiando a las docentes femeninas sobre docentes masculinos en actitudes favorables, así como docentes de instituciones públicas en comparación con instituciones privadas, y, por último, no se encontraron diferencias con respecto a la antigüedad docente.

Agradecimientos

Los autores desean agradecer al personal docente que amablemente accedió a participar en esta investigación compartiendo valiosos minutos de su tiempo. Sin su colaboración no habría sido posible culminar este trabajo.

Referencias

- Angenscheidt, L. & Navarrete, I. (2017). Actitudes de los docentes acerca de la educación inclusiva. *Ciencias psicológicas*, 11(2), 233-243.
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2020). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales De Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Beckler, S.J. (1984). Empirical validation of affect, behavior and cognition as distinct components of attitude. *Journal of Personality and Social Psychology* 47(6), 1191-1205.
- Bermúdez, M., & Navarrete, I. (2020). Actitudes de los maestros ante la inclusión de alumnos con discapacidad. *Ciencias Psicológicas*, 14(1), e-2107. <https://doi.org/10.22235/cp.v14i1.2107>
- Borsboom, D. (2008). Latent Variable Theory. *Measurement: Interdisciplinary Research and Perspectives*, 6(1-2), 25-53. <https://doi.org/10.1080/15366360802035497>
- Breuer, C. (2016). *High School Teachers' Perceptions of Mental Health and Adolescent Depression*. PhD Thesis. Walden University.
- Byrne, B. M. (1998). *Structural equation modeling with LISREL, PRELIS, and SIMPLIS: Basic concepts, applications, and programming*. Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- 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
- Cohen, J. (1998). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Cohen, P., Cohen, J., Teresi, J., Marchi, M. & Vélez, N. (1990). Problems in the Measurement of Latent Variables in Structural Equations Causal Models. *Applied Psychological Measurement*, 14(2), 183-196. <https://doi.org/10.1177/014662169001400207>
- Cota-Valenzuela, L.V., Beltrán-Sánchez, J. A., Tánori-Quintana, J., & Vázquez-García, M. A. (2019). Propiedades psicométricas de una escala de actitudes hacia la investigación científica (EACIN): Estudio en alumnos universitarios mexicanos. *Revista Iberoamericana de Psicología*, 12(3), 43-54.
- De Boer, A., Timmerman, M., Pijl, S., & Minnaert, A. (2012). The psychometric evaluation of a questionnaire to measure attitudes towards inclusive education. *European Journal of Psychology of Education*, 27(4), 573-589.
- Dinno, A. (2018). paran: Horn's Test of Principal Components/Factor. *R Package v. 1.8.0*. <https://CRAN.R-project.org/package=paran>.
- Domínguez, J. & López, A. (2010). Funcionamiento de la atención a la diversidad en la enseñanza primaria según la percepción de los orientadores. *Revista de Investigación en Educación*, 7, 50-60.
- Epskamp, S.; Stuber, S.; Nak, J.; Veenman, M. & Jorgensen, T. D. (2019). semPlot: Path Diagrams and Visual Analysis of Various SEM Packages' Output. *R Package v. 2.15.0*. <https://github.com/SachaEpskamp/semPlot>.
- Escalante, E., Repetto, A., & Mattinello, G. (2012). Exploración y análisis de la actitud hacia la estadística en alumnos de psicología. *Liberabit*, 18(1), 15-26.
- Estrada, A., Bazán, J., & Aparicio, A. (2013). Evaluación de las propiedades psicométricas de una escala de actitudes hacia la estadística en profesores. *Avances de investigación en educación matemática*, 3, 5-23.
- Estrada, A., Bernabéu, C., & Aymemí, J. (2004). Un estudio comparado de las actitudes hacia la estadística en profesores en formación y en ejercicio. *Enseñanza de las ciencias: Revista de investigación y experiencias didácticas*, (22)2, 263-273.
- Flora, D. B. & Curran, P. J. (2004). An Empirical Evaluation of Alternative Methods of Estimation for Confirmatory Factor Analysis with Ordinal Data. *Psychological Methods*, 9(4), 466-491. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.4.466>
- Ford, T., & Nikapota, A. (2000). Teachers' attitudes towards child mental health services. *Psychiatric Bulletin*, 24(12), 457-461.
- Fornell, C. & Larcker, D. F. (1981). Evaluating Structural

- Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- García-Álvarez, D., Suddy – Olarte, P., & Medina-Azuaje, V. (2020). *Actitud docente hacia la salud mental en el contexto escolar*. Informe de investigación de trabajo especial de grado. Universidad Rafael Urdaneta, Venezuela.
- García - Álvarez, D., Hernandez - Lalinde, J. & Soler, M. (2021). Escala FDA para la medición de los factores del desarrollo adolescente y su predicción en el bienestar psicológico. *Retos: nuevas tendencias en educación física, deporte y recreación*, (41), 214-22
- Garzón, P., Calvo, M. I., & Orgaz, M. B. (2016). Inclusión educativa: Actitudes y estrategias del profesorado. *Revista Española de Discapacidad*, 4(2), 25-45. <https://doi.org/10.5569/2340-5104.04.02.02>
- González-Rojas, Y., & Triana-Fierro, D. A. (2018). Actitudes de los docentes frente a la inclusión de estudiantes con necesidades educativas especiales. *Educación y Educadores*, 21(2), 200-218
- Hair, J. F., Ringle, C. M. & Sarstedt, M. (2011). PLS-SEM: Indeed a Silver Bullet. *Journal of Marketing Theory and Practice*, 19(2), 139-152. <https://doi.org/10.2753/MTP1069-6679190202>
- Hancock, G. R. (2001). Effect size, power, and sample size determination for Structured Means Modeling and MIMIC approaches to between-groups hypothesis testing of means on a single latent construct. *Psychometrika*, 66(3), 373-388. <https://doi.org/10.1007/BF02294440>
- Henseler, J., Ringle, C. M. & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43, 115-135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Hu, L. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M. & Rosseel, Y. (2018). semTools: Useful tools for structural equation modeling. *R Package v.0.5-1*. <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (4th ed.) The Guilford Press.
- Korkmaz, S., Goksuluk, D. & Zararsiz, G. (2014). MVN: An R Package for Assessing Multivariate Normality. *The R Journal*, 6(2), 151-163. <http://journal.r-project.org/archive/2014-2/korkmaz-goksuluk-zararsiz.pdf>
- Lemp, M. J. M., Martínez-Zelaya, G., Bilbao, M., Zuleta, R., & Garrido, A. (2021). Attitude to multiculturalism at school scale: validation and psychometric properties on a Chilean sample. *Revista de Psicología*, 39(1), 115-136.
- León del Barco, B. (2009). Salud mental en las aulas. *Revista de estudios de juventud*, (9)84, 66- 83.
- Mackenzie, C. S., Knox, V. J., Gekoski, W. L., & Macaulay, H. L. (2004). An adaptation and extension of the attitudes toward seeking professional psychological help scale 1. *Journal of Applied Social Psychology*, 34(11), 2410-2433
- Meza-Cascante, L. G., Suárez-Valdés-Ayala, Z., & Schmidt-Quesada, S. (2015). La actitud del personal docente de matemática hacia el aprendizaje cooperativo y los elementos institucionales que favorecen o dificultan el empleo de esa metodología didáctica. *Revista Electrónica Educare*, 19(1), 03-24.
- Nikapota, A., Cox, A. D., Sylva, K., & Raj, D. (1998). Development of Culturally Appropriate Child Mental Health Services: Perceptions and Use of Services. *Unpublished report to the Department of Health. London*
- Pascuas-Rengifo, Y., Beltran-Sanchez, J. A., & García-Quiroga, B. E. (2021). Psychometric Properties of an Instrument That Measures Adolescent Attitudes Towards Electronic Waste Management. *Revista de Psicología*, 39(1), 137-159
- Pegalajar, M. del C. & Colmenero, M. de J. (2017). Actitudes y formación docente hacia la inclusión en Educación Secundaria Obligatoria. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 19(1), 84-97.
- Polo-Sánchez, M. T. & Aparicio-Puerta, M. (2018). Primeros pasos hacia la inclusión: Actitudes hacia la discapacidad de docentes en educación infantil. *Revista de Investigación Educativa*, 36(2), 365-379.
- Revelle, W. (2020). psych: Procedures for Psychological, Psychometric and Personality Research. *R Package v. 2.0.12*. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>.
- Rodríguez-Fuentes, A., Gallego-Ortega, J. L., Navarro - Rincón, A., & Caurcel-Cara, M. J. (2021). Perspectivas actitudinales de docentes en ejercicio y en formación hacia la educación inclusiva. *Psicoperspectivas. Individuo y Sociedad*, 20(1), 18-31. <https://dx.doi.org/10.5027/psicoperspectivas-vol20-issue1-fulltext-1892>
- Romero, E. J. T., & Crispín, A. F. (2012). Instrumento para el análisis y evaluación de los conocimientos, actitudes y acciones hacia los murciélagos en la Mixteca poblana. *Investigación ambiental Ciencia y política pública*, 4(1), 4-18.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>

Ruiz, C. (2012). La actitud del docente universitario hacia el uso educativo de las TIC: conceptualización y medición. *Paradigma*, 33(2), 007-026.

Ruz, F., Molina-Portillo, E., & Contreras, J. M. (2020). Actitudes hacia la estadística descriptiva y su enseñanza en futuros profesores. *Cadernos de Pesquisa*, 50(178), 964-980. <https://doi.org/10.1590/198053146821>

Satorra, A. & Bentler, P. M. (2010). Ensuring Positiveness of the Scaled Difference Chi-square Test Statistic. *Psychometrika*, 75, 243-248. <https://doi.org/10.1007/s11336-009-9135-y>

Sepúlveda -Velásquez, L. (2011). Algunos criterios relacionados con la actitud docente y el etiquetaje desde la trayectoria educativa. *Paulo Freire. Revista de Pedagogía Crítica*, 10(10), 109-122.

Severy, L. (1974). *Procedures and issues in the measurement, and evaluation, educational testing service*. Princeton: National Institute of Education, US department of Health, Education and Welfare.

Sevilla, D., Martín, M., & Jenaro, C. (2018). Actitud del docente hacia la educación inclusiva y hacia los estudiantes con necesidades educativas especiales. *Innovación educativa*, 18(78), 115-141.

Steiger, J. H. (2007). Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modeling. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 893-898. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.09.017>.

Steinmetz, H. (2018). Estimation and comparison of latent means across cultures. En: Davidov, E., Schmidt, P., Billiet, J. & Meuleman, B. (Eds.). *Cross-cultural analysis: Methods and Applications* (pp. 85-116). Routledge Taylor & Francis Group <https://doi.org/10.4324/9781315537078>

Summers, G. (1976). *Medición de actitudes*. México: Trillas

Tabachnick, B. & Fidell, L. (2019). *Using Multivariate Statistics* (7th ed.). Pearson Education Incorporation.

Thompson, M. S. & Green, S. B. (2006). Evaluating between-group differences in latent variable means. En: Hancock, G. R. y Mueller, R. O. *Structural Equation Modeling: A Second Course* (pp. 119-169). Information Age Publishing.

Traver Martí, J. A., & García López, R. (2007). Construcción de un cuestionario-escala sobre actitud del profesorado frente a la innovación educativa mediante técnicas de trabajo cooperativo (CAPIC). *Revista electrónica de investigación educativa*, 9(1), 1-14.

Ubillós, S., Mayordomo, S., & Páez, D. (2004). Actitudes: definición y medición. Componentes de la actitud. Modelo de Acción Razonada y Acción Planificada. En D. Páez, I. Fernández, S. Ubillos, & Z. E., *Psicología Social. Cultura y Educación* (págs. 301-339). Pearson-

Prentice Hall.

World Health Organization & the United Nations Educational. (2021). *Making every school a health-promoting school: global standards and indicators for health-promoting schools and systems*. Geneva: WHO and UNESCO.

Anexo 1. Datos generales sobre la escala propuesta
ESCALA DE ACTITUD DOCENTE HACIA LA SALUD MENTAL EN LA ESCUELA (EADSM)

El objetivo de la escala es ponderar su actitud como docente hacia la salud mental en el contexto escolar. Se le exhorta a contestar con total honestidad qué tan de acuerdo o en desacuerdo está con las ideas expresadas más abajo. Para ello, marque con un número su respuesta teniendo en cuenta las siguientes opciones: 1=totalmente en desacuerdo, 2=medianamente en desacuerdo, 3=neutro, 4=medianamente de acuerdo y 5=totalmente de acuerdo.

Ítem	Descripción	Respuesta
01	La escuela debería establecer programas que se enfoquen en la promoción de la salud mental de los estudiantes	
02	Pienso que la escuela debería tener las estrategias necesarias para apoyar las necesidades de salud mental de los estudiantes	
03	Pienso que es importante explicarle a los estudiantes que el éxito académico está basado en valores como el esfuerzo	
04	Me enorgullecen los docentes que reconocen la relación entre el crecimiento intelectual y el crecimiento emocional	
05	Creo que los docentes deben establecer estrategias para el desarrollo de habilidades sociales de los estudiantes en la escuela	
06	Me motiva que las escuelas promuevan un clima participativo e interactivo donde el aporte de cada estudiante sea reconocido	
07	Reconozco que el rol del centro educativo es de máxima importancia para el desarrollo de la autoestima de los estudiantes	
08	Pienso que el personal docente debería tener las habilidades necesarias para apoyar las necesidades de salud mental de los estudiantes	
09	La escuela debería notificar cuando un estudiante presenta problemas significativos de aprendizaje	
10	Me gustaría que las escuelas trabajaran en fomentar la autoestima de los estudiantes mediante programas	
11	Me molesta que los docentes no tomen en cuenta la influencia que tienen sobre la autoestima de los estudiantes	
12	Pienso que la autoestima de los estudiantes debería ser reforzada en la escuela	
13	<i>Es incómodo cuando un estudiante no progresa en base al plan de estudios</i>	
14	La escuela debería aplicar estrategias para que los estudiantes se sientan integrados como grupo	
15	Los docentes deberían hacer cumplidos cuando los estudiantes obtienen buenas notas o cumplen lo requerido con éxito	
16	Me enorgullecen las escuelas que entrenan al personal docente para comprender cuestiones de salud mental	
17	Los docentes deberían explicar a los estudiantes las causas del éxito académico y personal	
18	La escuela debería promover que los estudiantes expresen sus sentimientos	
19	Creo que enseñar a los estudiantes sobre el manejo de las emociones es tarea del hogar y de la escuela	
20	<i>Considero que hay poca relación entre el desarrollo de las habilidades sociales en la escuela y la salud mental</i>	
21	Me entristece que la escuela no brinde ayuda suficiente a los estudiantes con problemas de salud mental	
22	Los docentes deberían inculcar la idea en los estudiantes de que si pueden ser capaces de lograr sus objetivos	
23	<i>Considero que el bajo rendimiento académico de los estudiantes está asociado a la falta de voluntad</i>	
24	Me molesta cuando la escuela no responde a los problemas de salud mental de los estudiantes	
25	Es agradable que los estudiantes atribuyan el éxito a sus propias capacidades	
26	<i>Me inquieta cuando se presentan comportamientos disruptivos de los estudiantes en el aula</i>	
27	Creo que la escuela cumple una función esencial en la salud mental de los estudiantes	

Nota: Actitudes Favorables (AF): 01-10, 12, 14-19, 22, 25. Actitudes Desfavorables (AD): 13, 20, 23, 26. Disgustos y Expectativas (DE): 11, 21, 24, 27. Los reactivos escritos en cursiva deben ser invertidos antes de la corrección.