

Propiedades psicométricas de la Escala de Valoración de la Capacidad de Autocuidado en adolescentes mexicanos

Psychometric Properties of the “Appraisal of Self-care Agency Scale” in Mexican Adolescents

Propriedades psicométricas da Escala de Avaliação da Capacidade de Autocuidado em adolescentes mexicanos

Recibido: 26 de marzo de 2021 • **Aprobado:** 14 de marzo de 2023

Doi: <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/revsalud/a.10435>

Para citar este artículo: Díaz de León Castañeda C, Valencia Guzmán MJ, Lemus Loeza BM, Martínez Ávila B. Propiedades psicométricas de la Escala de Valoración de la Capacidad de Autocuidado en adolescentes mexicanos. Rev Cienc Salud. 2023;21(2):1-21. <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/revsalud/a.10435>.

Christian Díaz de León Castañeda, PhD^{1,2}

María Jazmín Valencia Guzmán, PhD^{*}

Bárbara Mónica Lemus Loeza, PhD¹

Brenda Martínez Ávila, MSc¹

Resumen

Introducción: este trabajo tuvo por objetivo contribuir en el estudio de la validez y confiabilidad de la versión en español de la Escala de Valoración de Capacidad de Autocuidado (ASA) en adolescentes. **Materiales y métodos:** se construyó un cuestionario con los 24 ítems de la escala ASA, junto con ítems para explorar variables sociodemográficas, conductas y condiciones de salud. Se aplicó el cuestionario a 541 adolescentes mexicanos. Se realizaron como técnicas de análisis: análisis factorial exploratorio (AFE), análisis factorial confirmatorio (AFC), determinación de consistencia interna (coeficientes α y ω) y análisis de relación con otras variables basado en comparación de grupos. Se analizó el desempeño de diferentes estructuras de la escala ASA. **Resultados:** se lograron obtener dos propuestas basadas en la escala ASA para su uso en adolescentes: una basada en un modelo unidimensional (20 ítems) y otra basada en un modelo

1 Facultad de Enfermería, Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo (México).

2 Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (México).

Christian Díaz de León Castañeda, ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8155-4504>

María Jazmín Valencia Guzmán, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7652-5191>

Bárbara Mónica Lemus Loeza, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2745-2950>

Brenda Martínez Ávila, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4433-1480>

* Autora de correspondencia: maria.valencia@umich.mx

de tres factores (14 ítems). Estas propuestas tuvieron buen desempeño en el AFC, así como en consistencia interna. Además, presentaron evidencia de validez basada en la relación con conductas y condiciones relacionadas con la salud. *Conclusión:* se presentan hallazgos de validez y confiabilidad que sustentan el uso de dos versiones reducidas de la escala ASA en adolescentes.

Palabras clave: autocuidado; promoción de la Salud; conducta; estilo de vida saludable; estado de salud; adolescente.

Abstract

Introduction: This study aimed to investigate the validity and reliability of the Spanish version of the Appraisal of Self-care Agency Scale (ASA scale) in adolescents. *Materials and methods:* A questionnaire was created with 24 items of the ASA scale together with items that explored the sociodemographic variables as well as health-related behaviors and conditions. The questionnaire was given to 541 Mexican adolescents. Different analysis techniques were performed, including exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis (CFA), determination of internal consistency (coefficients α and ω), and other variables relationship based on group comparisons. The performance of the different factorial structures of the ASA scale was analyzed. *Results:* We obtained two proposals based on the ASA Scale that can be used in adolescents; one was based on a one-dimensional model (20 items) and the other was based on a three-factor model (14 items). These proposals performed well in the CFA as well as in internal consistency analysis techniques. Furthermore, these proposals presented validity evidence based on the relationship with health-related behaviors and conditions. *Conclusion:* We provide evidence for the validity and reliability of the two reduced versions of the ASA scale that supports its use in adolescents.

Keywords: Self-care; health promotion; behaviors; healthy lifestyle; health status; adolescent.

Resumo

Introdução: este trabalho teve como objetivo contribuir para o estudo da validade e confiabilidade da versão em espanhol da Escala de Valoración de Capacidad de Autocuidado (ASA) em adolescentes. *Materiais e Métodos:* foi construído um questionário com os 24 itens da Escala ASA juntamente com itens para explorar variáveis sociodemográficas, comportamentos e condições de saúde. O questionário foi aplicado a 541 adolescentes mexicanos. Foram realizadas como técnicas de análise: análise fatorial exploratória (AFE); análise fatorial confirmatória (AFC); determinação da consistência interna (Coeficientes α e ω); e análise de relação com outras variáveis com base na comparação de grupos. Foi analisado o desempenho de diferentes estruturas da escala ASA. *Resultados:* foi possível obter duas propostas baseadas na Escala ASA para a sua utilização em adolescentes, uma baseada no modelo unidimensional (20 itens) e outra baseada no modelo de três fatores (14 itens). Essas propostas tiveram um bom desempenho na AFC, bem como na consistência interna. Além disso, apresentaram evidências de validade baseadas na relação com comportamentos e condições relacionadas à saúde. *Conclusão:* são apresentadas evidências de validade e confiabilidade que suportam o uso de duas versões reduzidas da escala ASA em adolescentes.

Palavras-chave: autocuidado; promoção da saúde; comportamento; estilo de vida saudável; estado de saúde; adolescente.

Introducción

La salud del adolescente es un tema muy importante para las políticas y sistemas de salud, ya que dicha población está en una etapa crucial en la adopción de estilos y conductas saludables que pueden prevenir la incidencia de enfermedades transmisibles, lesiones, así

como enfermedades crónicas no transmisibles (estas últimas principalmente en la edad adulta). En México, esto cobra importancia en el contexto de la transición demográfica y epidemiológica que experimenta el país, con las elevadas implicaciones económicas para las personas, su familia, los sistemas de salud y la sociedad en general (1).

Por su parte, la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (Ensanut) 2016 obtuvo información importante relacionada con la salud de los adolescentes (población entre 12 y 19 años) y sus factores de riesgo en México, principalmente factores de riesgo para el desarrollo de enfermedades crónicas no transmisibles. La prevalencia de sobrepeso y obesidad fue del 36.3%. La prevalencia de actividad física suficiente (420 minutos/semana de actividad moderada-vigorosa) fue del 60.5% (69.9% en hombres y 51.2% en mujeres). Además, se observaron bajas proporciones de consumidores regulares de alimentos saludables (26.9% consumen regularmente verduras; 39.2%, frutas, y 63.1%, leguminosas); mientras que se observó una elevada proporción de consumidores de grupos de alimentos no saludables (83.9% consumen regularmente bebidas azucaradas no lácteas; 59.4%, botanas, dulces y postres, y 50.3%, cereales dulces) (2).

En lo que respecta al uso de alcohol y tabaco, la Ensanut 2012 exploró información importante. En ese año, la prevalencia de adolescentes que habían fumado 100 o más cigarrillos en su vida fue del 9.2% (12.3% en hombres y 6.0% en mujeres); en tanto que la prevalencia de los que consumían tabaco diariamente fue del 2.6%. En cuanto al consumo de alcohol, la prevalencia de consumo actual fue del 25.0% (28.8% en hombres y 21.2% en mujeres). Respecto al abuso en el consumo de alcohol,³ menos del 1% refirió abusar del alcohol diariamente; el 2.3%, de manera semanal; el 5.8%, mensual, y el 7.2%, ocasionalmente (2).

Ante este panorama, se ha puesto el relieve en la importancia de promover el involucramiento o compromiso de los adolescentes en el cuidado de su propia salud (autocuidado), mediante el desarrollo de su capacidad de autocuidado y la adopción de conductas y hábitos saludables para el logro de mejores resultados en salud, así como en términos de costos desde la perspectiva del sistema de salud (3-7).

Se ha definido el *autocuidado* como la capacidad de las personas para mantener la salud, prevenir y hacer frente a las enfermedades y discapacidades, identificándose que puede ser necesario en apoyo de un prestador de servicios de salud (8). Existen varias aproximaciones conceptuales e instrumentales para el autocuidado provenientes de distintas disciplinas (9-11). Se ha identificado la relación del concepto *autocuidado del paciente* con otros como *autoeficacia*, *empoderamiento* y *alfabetización en salud*, que implican diversas dimensiones, como la capacidad de obtener y comprender información y conocimiento; las habilidades cognitivas; la capacidad de desempeñar roles sociales; la capacidad de gestión de su salud,

3 El abuso en el consumo de alcohol se definió en hombres como el consumo de cinco copas o más por ocasión, y en el caso de las mujeres, como cuatro copas o más por ocasión.

relacionada con el acceso y un uso efectivo de los servicios de salud, de interactuar con los prestadores de servicios y hacer un uso racional de los medicamentos u otras tecnologías sanitarias; la capacidad de llevar un estilo de vida saludable; las habilidades relacionadas con la motivación, y el autoconocimiento (12).

La capacidad de las personas para su autocuidado ha sido objeto de investigación, principalmente desde las ciencias de la enfermería. En este campo, el desarrollo teórico más destacable es la *teoría del déficit de autocuidado*, que está enmarcada en la teoría general de la enfermería (13). Con base en esta última, se identifica la *agencia de autocuidado* como la capacidad de las personas para participar en su propio cuidado, la cual puede ser insuficiente en cuanto a los requerimientos para mantener o mejorar su salud, por lo que se genera un “déficit” en el que puede necesitarse la intervención del profesional sanitario. De acuerdo con esta teoría, existen acciones de autocuidado orientadas interna y externamente. Dentro de las internas están el controlar factores internos y ejercer el autocontrol; dentro de las externas están la búsqueda de conocimientos, la búsqueda de ayuda y recursos, el realizar acciones expresivas interpersonales y controlar factores externos (14). Esta teoría ha permitido desarrollar varios abordajes instrumentales para medir el autocuidado, que se han descrito en algunas revisiones de literatura (15-17).

Uno de estos abordajes instrumentales es la Escala de Valoración de la Capacidad de Autocuidado (*Appraisal of Self-care Agency Scale* o escala *ASA*), desarrollada originalmente en inglés y, posteriormente, adaptada al holandés y otros idiomas (18,19). En principio, esta escala consta de 24 ítems con 9 ítems en sentido inverso, y fue propuesta como unidimensional. Sin embargo, estudios posteriores han propuesto otras estructuras para esta escala, incluyendo una estructura de cinco factores (“recursos”, “ignorancia”, “comportamientos en salud”, “conciencia en salud” y “capacidades”) y una de tres factores (“teniendo poder de autocuidado”, “desarrollando poder de autocuidado” y “careciendo de poder de autocuidado”), que han sido propuestas con participantes adultos y confirmadas en estudios posteriores (19-24). Sin embargo, algunos de los factores de estas propuestas se conforman de ítems inversos, lo cual no se recomienda actualmente en la literatura (25).

La primera versión en español de la escala *ASA* fue adaptada en México, incluyendo el cambio de sentido de algunos ítems (26). En Colombia se hizo una segunda adaptación de la escala y quedó con 24 ítems, 3 en sentido inverso y con 4 opciones de respuesta (27,28). Esta última versión también se ha probado en otros países de Latinoamérica como Chile y Costa Rica, considerando su uso en adolescentes (29-31). Sin embargo, no se ha logrado definir su estructura factorial de forma clara, además de que se ha identificado un diferente comportamiento de la escala en diferentes grupos etarios. Ello sugiere la necesidad de análisis específicos en estos grupos particulares (32). Además, existe limitada evidencia de validez basada en la relación con otras variables. Un estudio previo exploró la relación con otras variables en adultos mayores e identificó limitada evidencia en este rubro (33).

El objetivo de este estudio fue explorar la estructura interna de la versión en español de la escala ASA en su uso en adolescentes de México, además de explorar la relación con conductas y condiciones de salud en este grupo etario.

Materiales y métodos

Los participantes del estudio fueron adolescentes residentes de la ciudad de Morelia (Michoacán, México). Se logró la participación de este grupo a través de la organización de un evento especial que tuvo lugar en un centro de salud público de primer nivel de atención, perteneciente a los Servicios de Salud de Michoacán (servicio estatal de salud, que presta servicios de salud a población sin seguridad social en el estado de Michoacán, México). Se logró incluir a 541 adolescentes en el estudio. El 53.6% fueron mujeres, y el 46.4%, hombres. La edad estuvo entre 14 y 21 años. En cuanto a la escolaridad, el 18.7% contaba con secundaria, y el 81.3%, con bachillerato. El 98.7% estaban solteros y el 73.9% no trabajaba. En cuanto a la afiliación a instituciones de salud, el 67.7% estaba afiliado a los Servicios de Salud de Michoacán. El resto de las características de los participantes se presenta en la tabla 1.

Tabla 1. Características de los participantes adolescentes (n = 541)

Características sociodemográficas		n	%
Sexo	Mujer	290	53.6
	Hombre	251	46.4
Edad	14-15	175	32.3
	16-17	284	52.5
	18-19	71	13.1
	20-21	11	2.0
Escolaridad	Secundaria	101	18.7
	Bachillerato	440	81.3
Estado civil	Soltero(a)	534	98.7
	Casado(a) o en unión libre	7	1.3
Frecuencia con la que labora	No trabaja	400	73.9
	Medio tiempo	68	12.6
	Tres días a la semana	26	4.8
	De lunes a viernes	17	3.1
	De lunes a sábado	30	5.5
Afiliación a instituciones de salud ^a	SESA-SSA	366	67.7
	IMSS	113	20.9
	ISSSTE	15	2.8
	Otro o ninguno	47	8.7

Continúa

Conductas relacionadas con la salud			
Frecuencia con la que hace ejercicio	Nunca	166	30.7
	A veces	145	26.8
	Cada ocho días	11	2.0
	Dos veces a la semana	47	8.7
	Cada tercer día	72	13.3
	Diario	100	18.5
Toma alcohol	No	407	75.2
	Sí	134	24.8
Fuma	No	523	96.7
	Sí	18	3.3
Condiciones de salud			
Índice de masa corporal (kg/m ²)	Bajo peso (≤ 18.49)	70	12.9
	Normal (18.50-24.99)	337	62.3
	Preobesidad (25.00-29.99)	91	16.8
	Obesidad (≥ 30.00)	43	7.9
Autopercepción del estado de salud física en general	Bueno	331	61.2
	Regular	204	37.7
	Malo	6	1.1
Autopercepción del estado de salud mental	Bueno	379	70.1
	Regular	157	29.0
	Malo	5	0.9
Depresión	Sí	44	8.1
	No	497	91.9
Ansiedad o estrés	Sí	239	44.2
	No	302	55.8

^aInstituciones de salud pública en México: SSM: Servicios de Salud de Michoacán (dirigida a personas sin seguridad social del estado de Michoacán); IMSS: Instituto Mexicano del Seguro Social (dirigida a trabajadores con empleo formal y familiares directos); ISSSTE: Instituto de Seguridad y Servicios Sociales de los Trabajadores del Estado (dirigida a trabajadores con empleo formal en el sector gubernamental y familiares directos).

Se elaboró un cuestionario estructurado con los ítems de la segunda versión en español de la escala ASA desarrollada en Colombia, que han estudiado en algunos países de Latinoamérica (16-20). Esta escala consiste en 24 ítems que evalúan la frecuencia en que se realizan actividades de autocuidado en 4 niveles: nunca (=1), casi nunca (=2), siempre (=3) y casi siempre (=4). Cabe mencionar que esta versión conserva 3 ítems con carga invertida (ítems 6, 11 y 20). Los ítems de la versión adaptada en Colombia los revisó un panel de investigadores especializados en el campo de adolescentes para corroborar su equivalencia semántica al contexto de México, tomando en cuenta la versión original desarrollada en México y se realizó parafraseo en caso de considerarlos pertinentes. Así mismo, se llevó a cabo un pilotaje breve con 5 estudiantes adolescentes para ver si comprendían los ítems. Los ítems con los cambios realizados se muestran en la tabla 2.

Tabla 2. Análisis descriptivo de los ítems de la escala ASA en adolescentes (n = 541)

n.º	Ítem*	Media	DE	Asimetría	Curtosis
1.	A medida que cambian las circunstancias, yo voy haciendo ajustes para mantener mi salud	3.04	0.847	-0.702	0.006
2.	Reviso si las actividades que normalmente hago para mantenerme con salud son buenas	2.99	0.779	-0.718	0.509
3.	Si tengo problemas para moverme o desplazarme me las arreglo para conseguir ayuda	2.74	0.933	-0.701	-0.349
4.	Yo puedo hacer lo necesario para mantener limpio el ambiente donde vivo	3.09	0.547	-0.356	2.024
5.	Primero hago lo que sea necesario para mantenerme con salud	3.09	0.617	-0.578	1.604
6.	<i>Creo que me faltan las fuerzas necesarias para cuidarme como debo</i>	1.91	1.131	0.765	-0.969
7.	Si quiero, yo puedo buscar las formas para cuidar mi salud y mejorar la que tengo ahora	3.11	0.609	-0.754	2.449
8.	Cambio la frecuencia con que me baño para mantenerme limpio	2.47	1.012	-0.466	-1.155
9.	Hago cambios en mis alimentos para mantener el peso que me corresponde	2.37	1.059	-0.068	-1.308
10.	Cuando hay situaciones que me afectan, yo las manejo para que no afecten mi forma de ser	2.98	0.792	-0.817	0.677
11.	<i>Pienso en hacer ejercicio y descansar un poco durante el día, pero no tengo tiempo para hacerlo</i>	2.65	0.999	-0.369	-0.914
12.	Cuando necesito ayuda, puedo recurrir a mis amigos de siempre	2.87	0.754	-0.890	0.968
13.	Puedo dormir lo suficiente como para no sentirme cansado	2.77	0.903	-0.570	-0.359
14.	Cuando me dan orientación sobre mi salud, pido que me aclaren lo que no entiendo	2.93	0.778	-0.901	0.946
15.	<i>Yo examino mi cuerpo para ver si hay algún cambio</i>	2.68	1.015	-0.449	-0.895
16.	He sido capaz de cambiar hábitos que tenía muy arraigados, con tal de mejorar mi salud	3.02	0.816	-0.895	0.706
17.	Cuando tengo que tomar una nueva medicina, recurro al profesional de salud para que me dé información sobre los efectos secundarios	2.62	0.962	-0.443	-0.785
18.	Soy capaz de tomar medidas para evitar que mi familia y yo corramos peligro	3.08	0.589	-0.781	2.868
19.	Soy capaz de evaluar qué tanto me sirve lo que hago para mantenerme con salud	3.10	0.719	-0.753	0.963
20.	<i>Por realizar mis ocupaciones diarias, es muy difícil que tenga tiempo para cuidarme</i>	2.37	1.163	0.166	-1.436
21.	Si mi salud se ve afectada, yo puedo conseguir información para saber qué hacer...	3.10	0.607	-0.796	2.633
22.	<i>Si yo no puedo cuidarme, busco ayuda</i>	2.91	0.760	-1.020	1.297
23.	Puedo destinar un tiempo para mí	2.95	0.636	-0.911	2.194
24.	A pesar de mis limitaciones para moverme, soy capaz de cuidarme como a mí me gusta	3.02	0.625	-1.249	3.716

DE: desviación estándar.

* Se muestran en cursiva los ítems con carga inversa.

Además, en el cuestionario se incluyeron ítems para explorar variables sociodemográficas, conductas relacionadas con la salud (factores protectores o de riesgo), y condiciones de salud de los adolescentes. Como conductas relacionadas con la salud se incluyeron ítems para explorar la frecuencia con la que realizaban ejercicio físico, al igual que el consumo de alcohol y tabaco. Como condiciones de salud, se exploró la autopercepción de salud física y mental (depresión y ansiedad) en tres niveles de respuesta (bueno, regular y malo). La

encuesta fue impresa y entregada a los adolescentes para ser llenada en un lugar privado. Adicionalmente, durante la aplicación del cuestionario se les midió el peso y la talla a los participantes, con fines de evaluar el índice de masa corporal (IMC).

Se construyó una base de datos en el programa SPSS, a partir de los cuestionarios aplicados y las respectivas medidas antropométricas tomadas a los participantes. Se procedió a evaluar las estadísticas descriptivas de los participantes, así como de cada uno de los ítems de la escala, incluyendo la evaluación de su normalidad univariada (asimetría y curtosis) y multivariada (prueba de Mardia), a efectos de tomar decisiones en cuanto a los análisis posteriores.

Del total de la muestra de participantes, se obtuvo una submuestra aleatoria de aproximadamente la mitad de los participantes ($n = 270$), para realizar un análisis factorial exploratorio (AFE). Además, con una prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett, se probó la adecuación de los datos para realizar el AFE. Igualmente, se efectuó un análisis paralelo para analizar el número de factores posibles. Se utilizó como método de estimación los *residuales mínimos*, así como una rotación oblicua de tipo *oblimin*. Previo al AFE se eliminaron los ítems inversos, considerando las recomendaciones actuales relacionadas con este tipo de ítems (25).

El resto de los participantes no seleccionados para el AFE sirvieron para un análisis factorial confirmatorio (AFC). En este se probó el modelo unidimensional de la escala ASA original (24 ítems) y de una modificación obtenida a través de la eliminación de ítems con pobre desempeño (20 ítems), así como el modelo de 3 factores propuesto a través del AFE (16 ítems y 14 ítems). Para este análisis se emplearon dos métodos de estimación distintos con fines de comparativos: máxima verosimilitud robusta (MLR o *Maximum Likelihood, Robust*) y un método de estimación basado en el cálculo de cuadrados mínimos ponderados (WLSMV o *Weighted Least Square Mean and Variance*), que considera la naturaleza ordinal de los ítems. Como índices de ajuste del modelo unidimensional se obtuvieron el estadístico chi-cuadrado (χ^2 , criterio de ajuste $p > 0.050$); la razón de este mismo estadístico y los grados de libertad del modelo (χ^2/gl , con criterio de ajuste aceptable < 3.0); el Índice de Ajuste Comparativo [*Comparative Fit Index*] (CFI, criterio de ajuste aceptable > 0.95); la raíz del residuo estandarizado cuadrático medio [*Standardized Root Mean Square Residual*] (SRMR, criterio de ajuste aceptable < 0.05 y óptimo < 0.08), y la raíz cuadrada media del error de aproximación [*root mean square error of approximation*] (RMSEA, criterio de ajuste aceptable < 0.06) (34).

Como aproximación al estudio de confiabilidad se obtuvieron medidas de consistencia interna, como del coeficiente alfa (α) y el coeficiente omega (ω), a partir de las cargas factoriales obtenidas en el AFC de los modelos estudiados. Asimismo, se evaluaron las estadísticas descriptivas de los puntajes totales de las escalas propuestas, entre estas indicadores de asimetría y curtosis y pruebas estadísticas de normalidad (prueba de Kolmogorov-Smirnov),

para tomar decisiones respecto a las pruebas estadísticas que se van a utilizar en el análisis de relación con otras variables.

El análisis de relación de la escala *ASA* con otras variables se obtuvo con comparaciones de grupos, incluyendo estadísticas descriptivas de estos, la evaluación del tamaño de efecto (*g* de Hedges para variables dicotómicas y η^2 para variables con 3 o más categorías) y pruebas estadísticas no paramétricas (35). Para comparar dos grupos se utilizaron la Prueba de la Mediana (*PM*) y la Prueba de U de Mann-Whitney (*UMW*); y para comparar más de dos grupos se utilizaron la *PM* y la Prueba de Kruskal-Wallis (*PKW*), así como la Prueba de Jonckheere-Terpstra (*PJT*), cuando se trataba de variables con categorías ordinales.

Para los análisis mencionados, se utilizó el programa *SPSS 25* para la gestión de la base de datos y el análisis descriptivo de los ítems y puntajes totales de la escala *ASA*, así como el análisis de relación con otras variables. Asimismo, se utilizó el *software R Studio* para la realización del *AFE* y el *AFC*, utilizando las paqueterías *psych*, *semTools*, *lavaan* y *semPlot* (36-39).

Como consideraciones éticas, cabe mencionar que previo al trabajo de campo el protocolo de investigación fue aprobado por el Comité de Ética de la Facultad de Enfermería de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo (con número de aprobación: CIB/FacEnf/036/2015).

Resultados

Los resultados descriptivos de tendencia central, dispersión y forma de los puntajes obtenidos para cada ítem de la escala *ASA* se muestran en la tabla 2. Los valores de la curtosis multivariada de Mardia (116.48) y razón crítica (38.35) fueron altos, lo que mostró un incumplimiento de normalidad multivariada, por lo que se tomó en cuenta este resultado para realizar los análisis posteriores.

A partir de la muestra seleccionada para el *AFE* ($n = 270$), el valor del *KMO* fue 0.692, el cual mostró que la cantidad de participantes puede considerarse suficiente para el análisis. Asimismo, la prueba de esfericidad de Bartlett fue estadísticamente significativa ($p < 0.001$), al mostrar la viabilidad de efectuar el *AFE*. El análisis paralelo identificó 4 posibles dimensiones, aunque solo una tuvo un eigenvalor mayor de 1 (figura 1).

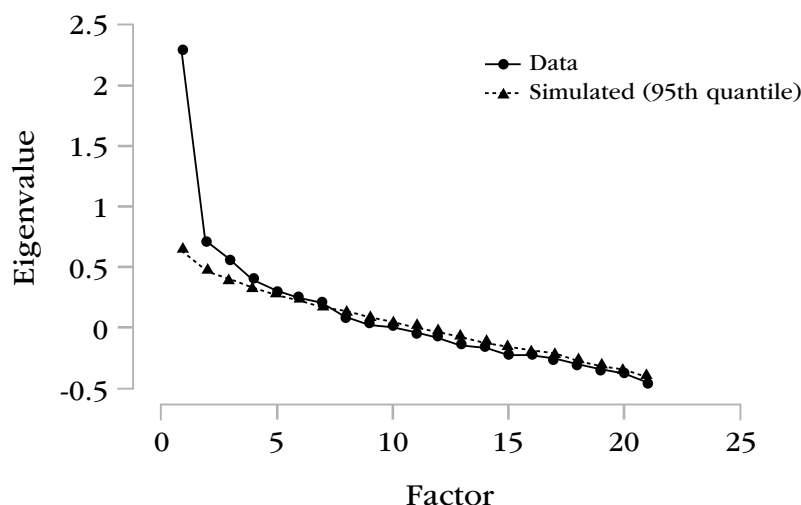


Figura 1. Sedimentación y análisis paralelo obtenido en el análisis factorial exploratorio

Se optó por evaluar un modelo de 3 dimensiones, y el resultado se registra en la tabla 3. La solución factorial con tres factores explicó un 18.8% de la varianza. Se partió de este resultado para proponer un modelo que consta de 16 ítems (Escala ASA-3F) repartidos en 3 factores correlacionados que fueron denominados: 1) proactividad hacia el autocuidado, 2) capacidad de autocuidado y 3) autocomplacencia. La representación del modelo propuesto se muestra en la figura 2.

Tabla 3. Resultado del análisis factorial exploratorio de la escala ASA en la submuestra de adolescentes (n = 270)

Ítem	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Comunalidades (η^2)
1	0.466	0.186	-0.033	0.275
2	0.237	0.257	0.167	0.206
3	0.054	0.068	0.101	0.024
4	0.007	0.379	0.018	0.148
5	-0.106	0.433	-0.002	0.181
6*				
7	0.083	0.423	0.039	0.207
8	0.114	-0.017	-0.222	0.051
9	0.378	0.085	0.026	0.168
10	0.184	0.161	0.298	0.202
11*				
12	0.125	0.136	-0.023	0.038
13	0.186	0.031	0.437	0.273
14	0.606	0.035	-0.137	0.353
15	0.440	-0.193	0.332	0.359
16	0.313	0.115	0.146	0.174

Continúa

Ítem	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Comunalidades (η^2)
17	0.344	-0.101	0.123	0.147
18	-0.06	0.346	0.142	0.148
19	0.094	0.445	0.075	0.243
20*				
21	0.163	0.313	-0.072	0.135
22	0.098	0.092	0.17	0.064
23	-0.133	0.043	0.607	0.355
24	0.005	0.190	0.360	0.189

*Ítems inversos (se eliminan estos previo al AFE).

Nota. Se muestran en negrita los resultados considerados para la selección de los factores (carga factorial > 0.300).

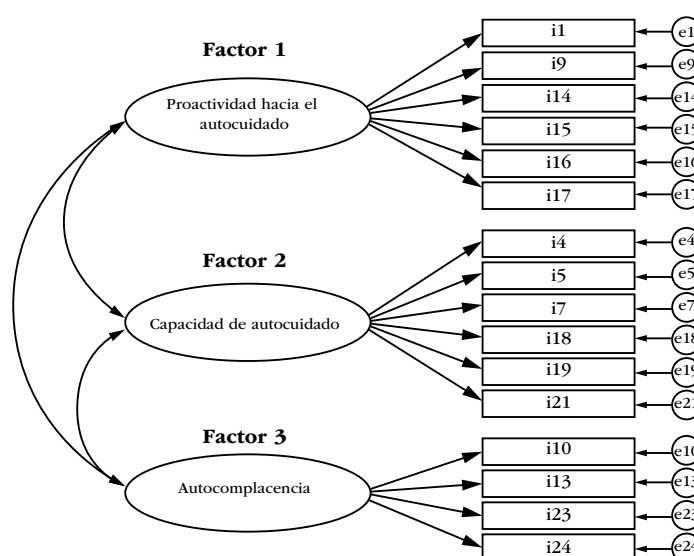


Figura 2. Estructura del modelo de tres factores encontrado en el análisis factorial exploratorio (16 ítems).

Nota. Se considera en el AFC la eliminación de los ítems i4 e i17.

Los resultados del AFC para los modelos propuestos se muestran en la tabla 4. En el modelo unidimensional de la escala ASA de 24 ítems varios de estos no tuvieron buenas cargas factoriales (ítems 3, 4, 11, 12, 17 y 20 con cargas factoriales < 0.300, e ítems 6 y 8 con cargas factoriales < 0.200). Ello coincidió con los hallazgos identificados en estudios previos (16,17), y se decidió eliminar los ítems con carga inversa (6, 11 y 20) y, adicionalmente, el ítem 8 para construir la escala ASA reducida de 20 ítems, cuyas cargas factoriales del modelo unidimensional se muestran en la misma tabla (se conservan ítems 3, 4, 12 y 17 con cargas factoriales < 0.300). En el AFC del modelo de 3 factores se obtuvieron en su mayoría buenas cargas factoriales, a excepción de los ítems 4 y 17, por lo que se consideró su eliminación para quedar con una escala de 14 ítems.

Tabla 4. Cargas factoriales estandarizadas y correlaciones entre factores obtenidas con el análisis factorial confirmatorio de los modelos propuestos para la escala ASA en adolescentes^{a,b}

	Ítem	Escala ASA original	Escala ASA reducida	Escala ASA-3F			Escala ASA-3F			
		(24 ítems)	(20 ítems)	(16 ítems)			(14 ítems)			
		F1	F1	F1	F2	F3	F1	F2	F3	
Cargas factoriales	1	0.452	0.450	0.506			0.508			
	2	0.486	0.498							
	3	0.252	0.253							
	4	0.251	0.247	0.176						
	5	0.439	0.451	0.602			0.596			
	6	0.174	-							
	7	0.480	0.483	0.512			0.492			
	8	0.020	-							
	9	0.416	0.398	0.467				0.441		
	10	0.497	0.505				0.557		0.557	
	11	0.237	-							
	12	0.255	0.243							
	13	0.393	0.408				0.418		0.412	
	14	0.452	0.452	0.518				0.518		
	15	0.416	0.419	0.496				0.495		
	16	0.477	0.464	0.514				0.507		
	17	0.249	0.256	0.300						
	18	0.442	0.437	0.492			0.482			
	19	0.538	0.538	0.598			0.597			
	20	0.304	-							
	21	0.439	0.446	0.517			0.513			
	22	0.374	0.361							
	23	0.318	0.330				0.321		0.321	
	24	0.538	0.540				0.670		0.674	
Consistencia interna	α	0.697	0.727	0.575	0.546	0.501	0.562	0.520	0.501	
	ω	0.796	0.802	0.628	0.652	0.566	0.617	0.669	0.566	
Correlaciones entre factores (AFC)	F1	-	-	-	-	-	-	-	-	
	F2	-	-	0.838	-	-	0.869	-	-	
	F3	-	-	0.714	0.900	-	0.738	0.925	-	
Correlaciones de Pearson	F1	-	-	-	-	-	-	-	-	
	F2	-	-	0.317	-	-	0.345	-	-	
	F3	-	-	0.319	0.336	-	0.317	0.351	-	

^a Se reportan las cargas factoriales obtenidas en cada uno de los modelos usando el estimador WLSMV. Se muestran en negrita los resultados que indican baja carga factorial (<0.300).

^b Para la evaluación de las cargas factoriales del modelo de 3 factores se ocupa solo la muestra no seleccionada para el AFC.

Los resultados de los índices de ajuste obtenidos en el AFC de los diferentes modelos y propuestos para la escala ASA se muestran en la tabla 5. Utilizando el estimador MLR se obtuvieron ajustes deficientes para los modelos propuestos principalmente considerando el índice de ajuste CFI, el cual pudo mejorarse con el uso de estimador WLSMV. En comparación

con la escala de ASA de 24 ítems, la escala ASA reducida de 20 ítems presentó mejores índices de ajuste. Utilizando el estimador WLSMV se obtuvo: $\chi^2 = 361.56$ ($p < 0.001$); $\chi^2/gl = 1.90$; CFI = 0.898; SRMR = 0.059, y RMSEA = 0.046. El modelo de 3 factores tanto para 16 ítems como para 14 obtuvo mejores resultados que el modelo unidimensional en el CFI. Entonces, al utilizar este modelo y el estimador WLSMV en la escala de 14 ítems se obtuvo: $\chi^2 = 147.70$ ($p < 0.001$); $\chi^2/gl = 1.99$; CFI = 0.912; SRMR = 0.070, y RMSEA = 0.061.

Tabla 5. Resultados de índices de ajuste obtenidos con el análisis factorial confirmatorio de los modelos propuestos para la escala ASA en adolescentes^{a,b}

	χ^2	gl	p	χ^2/gl	CFI	SRMR	RMSEA (ic90%)
Escala ASA original (24 ítems): modelo unidimensional							
Estimador MLR	454.28	252	<0.001	1.80	0.759	0.053	0.042 (0.036,0.048)
Estimador WLSMV	540.022	252	<0.001	2.14	0.859	0.064	0.046 (0.041, 0.051)
Escala ASA reducida (20 ítems): modelo unidimensional							
Estimador MLR	282.68	170	<0.001	1.66	0.838	0.049	0.035 (0.028,0.041)
Estimador WLSMV	361.56	170	<0.001	1.90	0.898	0.059	0.046 (0.039,0.052)
Escala ASA-3F (16 ítems): modelo de 3 factores							
Estimador MLR	143.64	101	<0.001	1.42	0.868	0.058	0.039 (0.025-0.058)
Estimador WLSMV	180.83	101	<0.001	1.79	0.907	0.070	0.054 (0.041-0.067)
Escala ASA-3F (14 ítems): modelo de 3 factores							
Estimador MLR	104.50	74	<0.001	1.41	0.895	0.057	0.039 (0.021-0.062)
Estimador WLSMV	147.70	74	<0.001	1.99	0.912	0.070	0.061 (0.046-0.075)

^a Para la evaluación de las cargas factoriales de los modelos de 3 factores se ocupa solo la muestra de participantes no seleccionada para el AFE.

^b Se reporta el ajuste de los modelos sin considerar ninguna covarianza entre errores de los ítems.

CFI: Índice de Ajuste Comparativo; SRMR: raíz del residuo estandarizado cuadrático medio; RMSEA: raíz cuadrada media del error de aproximación; MLR: máxima verosimilitud robusta; WLSMV: cálculo de cuadrados mínimos ponderados.

Los resultados de la evaluación de consistencia interna para los diferentes modelos propuestos para la escala ASA también se muestran en la tabla 5. La escala de 20 ítems obtuvo mejores resultados que la escala original de 24 ítems tanto en el coeficiente α (0.727 y 0.697, respectivamente) como en el coeficiente ω (0.802 y 0.796, respectivamente). Para los 3 factores de las escalas de 16 ítems y 14 ítems propuestas se obtuvieron resultados inferiores en ambos coeficientes, aunque esto puede relacionarse con que tienen un menor número de ítems.

En relación con las estadísticas descriptivas obtenidas para los puntajes de la escala ASA original y versiones reducidas, los resultados fueron los siguientes: escala ASA 24 ítems:

M = 67.85; DE = 7.12; asimetría = 0.113, y curtosis -0.103. Escala de 20 ítems: M = 58.46; DE = 6.28; asimetría = -0.172, y curtosis 0.129. Escala de 14 ítems (3 factores): M = 43.71; DE = 4.96; asimetría = -0.076, y curtosis 0.596. En general, la asimetría y la curtosis fueron cercanas a cero para estas escalas y evidenciaron que se trata de distribuciones aproximadamente simétricas y mesocúrticas en la muestra. Sin embargo, las pruebas de normalidad inferencial realizadas a través de la prueba de Kolmogorov-Smirnov resultaron estadísticamente significativas, por lo que se puede inferir que los puntajes de estas escalas no se distribuyen de manera normal en la población.

Finalmente, los resultados de relación de los puntajes obtenidos con las escalas propuestas y las conductas y condiciones relacionadas con la salud de los adolescentes se muestran en la tabla 6. En el caso de las pruebas utilizando la escala ASA de 24 ítems, solo se encontró comparación de grupos estadísticamente significativa con el consumo de alcohol ($p = 0.002$; $g = -0.318$). En el caso de las pruebas usando la escala ASA reducida de 20 ítems, además de la comparación de grupos estadísticamente significativa con el consumo de alcohol ($p = 0.001$; $g = -0.357$), también se encontró relación estadísticamente significativa con la auto-percepción del estado de salud física ($p = 0.019$; $\eta^2 = 0.010$) y mental ($p = 0.031$; $\eta^2 = 0.009$), con tener depresión ($p = 0.013$; $g = -0.420$) y con tener “ansiedad o estrés” ($p = 0.045$; $g = -0.163$). La escala de 14 ítems mostró menos comparaciones estadísticamente significativas que la anterior, siendo estas solo las relacionadas con el consumo de alcohol ($p = 0.016$; $g = -0.288$) y la auto-percepción del estado de salud física ($p = 0.023$; $\eta^2 = 0.007$).

Tabla 6. Relación de la escala ASA con conductas y condiciones de salud en los adolescentes (n = 541)

n	Escala ASA original (24 ítems)			Escala ASA reducida (20 ítems)			Escala ASA-3F (14 ítems)		
	Media DE	Tamaño de efecto	Pruebas estadísticas ^a (p)	Media DE	Tamaño de efecto	Pruebas estadísticas ^a (p)	Media DE	Tamaño de efecto	Pruebas estadísticas ^a (p)
Conductas relacionadas con la salud									
Frecuencia con la que hace ejercicio	166	67.77	7.46	145	67.56	7.05	11	68.36	6.05
	Nunca	0.792 (PM)	0.003	57.92	6.78	0.656 (PM)	43.20	5.24	0.452 (PM)
	A veces	0.880 (PKW)	0.006	58.27	6.32	0.725 (PKW)	43.72	5.05	0.582 (PKW)
	Cada ocho días	0.906 (PJT)	0.009	58.82	4.60	0.194 (PJT)	44.55	3.45	0.236 (PJT)
	Dos veces a la semana	59.34	5.85	44.51	4.88				
	Cada tercer día	59.19	5.39	44.33	4.32				
	Diario	58.64	6.34	43.62	4.95				
Toma alcohol	407	68.41	6.79	59.01	5.96	0.010 (PM)	44.06	4.68	0.212 (PM)
	No	0.318 (UMW)	-0.318	56.78	6.92	0.001 (UMW)	42.64	5.62	0.016 (UMW)
	Sí	0.816 (PM)	0.004	58.42	6.29	0.905 (PM)	43.70	4.97	0.903 (PM)
Fuma	523	67.80	7.15	59.39	6.14	0.153 (UMW)	43.94	4.65	0.848 (UMW)
	No	0.394 (UMW)	0.223	58.65	6.47				
	Sí	0.668 (PM)	0.004	58.94	6.54	0.879 (PM)	44.11	5.38	0.799 (PM)
IMC ^b	70	68.73	7.57	58.37	6.17	0.001 (PKW)	43.73	4.78	0.768 (PKW)
	Bajo peso	0.820 (PJT)	0.000	58.30	6.49	0.806 (PJT)	43.34	5.06	0.311 (PJT)
	Normal	0.595 (PJT)	0.000	58.65	6.47		43.67	5.53	
	Preobesidad	0.229 (PM)	0.000	58.96	5.76	0.160 (PM)	44.04	4.58	0.103 (PM)
	Obesidad	0.744 (PKW)	0.000	57.66	7.01	0.059 (PKW)	43.20	5.52	0.071 (PKW)
Autopercepción del estado de salud física	204	67.70	7.69	57.67	5.75	0.019 (PJT)	42.83	3.92	0.023 (PJT)
	Bueno	0.830 (PM)	0.003	58.84	6.14	0.218 (PM)	43.93	4.82	0.664 (PM)
	Regular	0.590 (PKW)	0.003	57.54	6.42	0.092 (PKW)	43.22	5.20	0.258 (PKW)
	Malo	0.545 (PJT)	0.003	57.80	10.55	0.031 (PJT)	42.40	7.57	0.106 (PJT)
Autopercepción del estado de salud mental	5	69.60	10.92	58.67	6.22	0.073 (PM)	43.81	4.90	0.436 (PM)
	Bueno	0.248 (UMW)	-0.248	56.05	6.58	0.013 (UMW)	42.52	5.52	0.124 (UMW)
	Regular	0.387 (PM)	0.086	58.91	6.07	0.292 (PM)	43.97	4.93	0.099 (PM)
	Malo	0.322 (UMW)	-0.086	57.89	6.50	0.045 (UMW)	43.38	4.99	0.121 (UMW)
Depresión	497	67.99	7.13	58.67	6.22	0.073 (PM)	43.81	4.90	0.436 (PM)
	No	0.248 (UMW)	-0.248	56.05	6.58	0.013 (UMW)	42.52	5.52	0.124 (UMW)
	Sí	0.387 (PM)	0.086	58.91	6.07	0.292 (PM)	43.97	4.93	0.099 (PM)
Ansiedad o estrés	302	68.12	7.07	57.89	6.50	0.045 (UMW)	43.38	4.99	0.121 (UMW)
	No	0.322 (UMW)	-0.086	57.89	6.50	0.045 (UMW)	43.38	4.99	0.121 (UMW)
	Sí	0.387 (PM)	0.086	58.91	6.07	0.292 (PM)	43.97	4.93	0.099 (PM)

^a Se muestra entre paréntesis la respectiva prueba estadística utilizada: PM: prueba de la mediana; umw: Prueba de U de Mann-Whitney; pkw: Prueba de Kruskal-Wallis; pjT = Prueba de Jonckheere-Terpstra.

Nota. Los valores en negrita y subrayado muestran los considerados como estadísticamente significativos (p < 0.050).

^b Categorías de IMC (kg/m²): bajo peso (<18.49); normal (18.50-24.99); preobesidad (25.0-29.9); obesidad (>30.00).

Discusión

Este estudio permitió explorar la estructura interna de la escala ASA para su uso en adolescentes en México. Dado que no había una estructura previa claramente definida en este grupo etario, se optó por proponer una nueva estructura de 3 factores correlacionados, basada en el resultado del AFE. En el AFC posterior, esta estructura de 3 factores tuvo mejor desempeño que el modelo unidimensional para la escala original de 24 ítems y para la versión reducida de 20 ítems que se obtuvo al eliminar ítems con pobre desempeño. Asimismo, el modelo propuesto tuvo mejor desempeño en el AFC, que una estructura de un estudio realizado recientemente en Chile en adolescentes, que constó de 5 factores correlacionados; sin embargo, en esta propuesta no se identificaron los mismos y se conservaron ítems inversos (29).

En este estudio, en el AFC del modelo unidimensional se encontró que varios ítems no tenían un aporte importante a la dimensión. El estudio previo mencionado identificó también un pobre desempeño de algunos ítems, al presentar bajas cargas factoriales que concuerdan la mayoría con los observados en este estudio (ítems 6, 8, 11, 15 y 20) (29). Así mismo, un comportamiento similar se ha encontrado utilizando esta escala en adultos (27,30).

En cuanto a la evaluación de la consistencia interna para las propuestas unidimensionales, el coeficiente α obtenido con la escala ASA de 24 ítems ($\alpha = 0.697$) fue inferior al alcanzado en el estudio realizado en Chile con adolescentes ($\alpha = 0.880$) (29). Esto mismo se observó para la escala ASA reducida de 20 ítems ($\alpha = 0.727$), en comparación con la propuesta unidimensional de 21 ítems obtenida en dicho estudio ($\alpha = 0.910$). Asimismo, para el modelo unidimensional en adultos se han obtenido valores de coeficiente α en el rango de 0.680 a 0.840 para esta versión de la escala (27,30).

En relación con la consistencia interna de los factores obtenidos con el EFA, se obtuvieron valores de coeficiente ω aceptables para la escala total de 16 ítems ($\omega = 0.705$) y la de 14 ítems ($\omega = 0.703$); sin embargo, un poco bajos para los factores propuestos (en un rango de 0.501 a 0.575 para la escala de 16 ítems; y en un rango de 0.501 a 0.562 para la escala de 14 ítems). Empero, estos resultados se vieron mejorados en el cálculo del coeficiente ω para la escala total de 16 ítems ($\omega = 0.829$) y la de 14 ítems ($\omega = 0.831$) y para los 3 factores (en un rango de 0.566 a 0.652 para la escala de 16 ítems y en un rango de 0.566 a 0.669 para la escala de 14 ítems). Cabe hacer mención que, comparado con el modelo unidimensional, los valores inferiores de consistencia interna se deben a que se trata de un menor número de ítems. Este resultado también podría relacionarse con que solo se contó con cuatro opciones de respuesta.

Respecto a la asociación entre los puntajes obtenidos con las escalas evaluadas y las conductas o condiciones de salud de los adolescentes, se encontró que la eliminación de ítems inversos o con pobre desempeño permitió mejorar la relación con otras variables, ya que se observaron más comparaciones de grupos estadísticamente significativas y mejores

valores de tamaños de efecto. Para el caso de la relación con el nivel de ejercicio físico no hubo ninguna relación significativa. En cuanto a la asociación con conductas de riesgo, no se documentó alguna relación estadísticamente significativa con el fumar, lo cual concuerda con un estudio realizado en Colombia que utilizó esta misma escala (40); sin embargo, sí se encontró una relación significativa con el consumo de alcohol, y ello señala que los adolescentes con menor puntaje en autocuidado son los que declararon consumir alcohol.

En cuanto a la relación con condiciones de salud, no se asociaron de manera estadísticamente significativa con el IMC. Esto concuerda con el estudio mencionado anteriormente (40), y puede deberse a que en adolescentes aún no es tan importante el efecto del autocuidado en la obesidad, en comparación con lo que podría esperarse en adultos. Sin embargo, con la escala de 20 ítems sí hubo una asociación estadísticamente significativa con la autopercepción de salud física y con la autopercepción de salud mental, donde los grupos de adolescentes con mejor autopercepción de salud tuvieron mejores puntajes de autocuidado. Asimismo, se encontró asociación estadísticamente significativa con aspectos de salud mental que declararon los adolescentes, como la depresión y la “ansiedad o estrés”, donde los grupos de adolescentes que declararon tener estos padecimientos tuvieron puntajes de autocuidado inferiores. En comparación con la escala de 20 ítems, la escala de 14 ítems mostró menor evidencia de relación con otras variables.

Como debilidades o limitaciones del estudio, se identificó que la escala se construyó con solo cuatro opciones de respuesta para los ítems, lo cual no se recomienda actualmente (41). Este aspecto puede ser importante, ya que la elucidación de una estructura factorial sería más difícil con este nivel de respuesta. Otra de las debilidades es que el análisis de relación con otras variables (conductas y condiciones de salud) se basó en comparaciones de grupos, en lugar de hacer una correlación con escalas conocidas y con evidencia de validez y confiabilidad. Además, es necesario considerar que el desarrollo original de la escala no estuvo dirigido específicamente a adolescentes, por lo que esto limitaría la validez de contenido.

Mencionado lo anterior, como oportunidades para estudios posteriores se identifican: 1) incluir otros ítems para explorar el autocuidado en aspectos importantes para adolescentes; 2) explorar el impacto del uso de más niveles de respuesta (seis o siete), tal como lo recomienda la literatura; 3) explorar la *validez de criterio* (o *concurrente*), a través de la asociación o correlación con otras escalas de autocuidado; 4) explorar la *validez de constructo*, a través de la evaluación de la correlación con variables o escalas de actitudes o conductas relacionadas con la salud (*validez convergente/divergente*), incluyendo además de las variables integradas en este estudio otras que pueden ser importantes en adolescentes, como la calidad de la alimentación, la calidad del descanso, la prevención de lesiones no intencionales y la salud sexual y reproductiva, así como sobre conductas de riesgo como el uso de drogas, y 5) de manera análoga con lo anterior, evaluar la asociación o correlación con otras variables o escalas definidas de condiciones de salud física y mental.

En conclusión, se considera que este estudio contribuye con evidencia que apoya el uso de la escala ASA en adolescentes. En particular, se identificó que la eliminación de ítems inversos y con pobre desempeño mejora las propiedades de la escala en términos de estructura interna y relación con otras variables. Además, se identificó una estructura de tres factores que presenta buen desempeño en adolescentes, aunque se limita ligeramente la evidencia de validez con otras variables. Se considera que es importante seguir trabajando en este campo, hacia el desarrollo y validación de escalas para la evaluación del autocuidado en adolescentes que puedan utilizarse en los ámbitos de investigación, así como en las prácticas clínicas y de la salud pública.

Agradecimientos

Se agradece al Servicios de Salud de Michoacán, por las facilidades otorgadas para la realización de las encuestas a adolescentes. También agradecemos al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (Conacyt), por el apoyo a través del programa Investigadores por México (proyecto 2341, *Promoción de la salud y autocuidado en población vulnerable*).

Contribución de los autores

María Jazmín Valencia Guzmán: protocolo de investigación, trabajo de campo, escritura y revisión final del manuscrito aprobado para publicar. Brenda Martínez Ávila: protocolo de investigación, trabajo de campo, escritura y revisión final del manuscrito aprobado para publicar. Mónica Lemus Loeza: protocolo de investigación, trabajo de campo, escritura y revisión final del manuscrito aprobado para publicar. Christian Díaz de León Castañeda: análisis estadístico, escritura y revisión final del manuscrito aprobado para publicar.

Financiación

Se obtuvo un apoyo por parte de la Secretaría de Educación Pública (México) a través del Programa para el Desarrollo Profesional Docente (PRODEP).

Conflicto de intereses

Ninguno declarado.

Referencias

1. Gómez-Dantés H, Fullman N, Lamadrid-Figueroa H, Cahuana-Hurtado L, Darney B, Avila-Burgos L, et al. Dissonant health transition in the states of Mexico, 1990-2013: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2013. *Lancet*. 2016;388(10058):2386-402. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(16\)31773-1](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(16)31773-1)
2. Instituto Nacional de Salud Pública (INSP). Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (Ensanut), portal web [internet]. 2020. Disponible en: <https://ensanut.insp.mx/>
3. Bee P, Pedley R, Rithalia A, Richardson G, Pryjmachuk S, Kirk S, et al. Self-care support for children and adolescents with long-term conditions: the REFOCUS evidence synthesis. *Heal Serv Deliv Res*. 2018;6(3):1-192.
4. Fernandes LTB, Nóbrega VM da, Silva ME de A, Machado AN, Collet N. Supported self-care for children and adolescents with chronic disease and their families. *Rev Bras Enferm*. 2017;70(6):1318-29. <https://doi.org/10.1590/0034-7167-2016-0553>
5. Callaghan D. Basic conditioning factors' influences on adolescents' healthy behaviors, self-efficacy, and self-care. *Compr Child Adolesc Nurs*. 2006;29(4):191-204.
6. Lozano P, Houtrow A. Supporting self-management in children and adolescents with complex chronic conditions. *Pediatrics*. 2018;141:(Suppl 3):S233-S241. <https://doi.org/10.1542/peds.2017-1284H>
7. Stinson JN, Sung L, Gupta A, White ME, Jibb LA, Dettmer E, et al. Disease self-management needs of adolescents with cancer: perspectives of adolescents with cancer and their parents and healthcare providers. *J Cancer Surviv*. 2012;6(3):278-86. <https://doi.org/10.1007/s11764-012-0222-1>
8. World Health Organization. Self-care in the context of primary health care; Report of the Regional Consultation Bangkok, Thailand, 7-9 Januari 2009 [internet]. WHO Regional Office for South-East Asia; 2009. Disponible en: <https://apps.who.int/iris/handle/10665/206352>
9. Richard AA, Shea K. Delineation of self-care and associated concepts. *J Nurs Scholarsh*. 2011;43(3):255-64. <https://doi.org/10.1111/j.1547-5069.2011.01404.x>
10. Van De Velde D, De Zutter F, Satink T, Costa U, Janquart S, Senn D, et al. Delineating the concept of self-management in chronic conditions: a concept analysis. *BMJ Open*. 2019;9(7):e027775. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2018-027775>
11. Wilkinson A, Whitehead L. Evolution of the concept of self-care and implications for nurses: a literature review. *Int J Nurs Stud*. 2009;46(8):1143-7. <https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2008.12.011>

12. Wang J, Thombs BD, Schmid MR. The Swiss Health Literacy Survey: development and psychometric properties of a multidimensional instrument to assess competencies for health. *Heal Expect*. 2014;17(3):396-417. <https://doi.org/10.1111/j.1369-7625.2012.00766.x>
13. Orem DE. *Nursing: concepts of practice*. 6.^a ed. St Louis, MO: Mosby; 2001.
14. Naranjo Y, Concepción JA, Rodríguez M. La teoría déficit de autocuidado: Dorothea Elizabeth Orem. *Gac Méd Espirituana*. 2017;19(3):89-100.
15. Matarese M, Lommi M, De Marinis MG. Systematic review of measurement properties of self-reported instruments for evaluating self-care in adults. *J Adv Nurs*. 2017;73(6):1272-87. <https://doi.org/10.1111/jan.13204>
16. Gast HL, Denyes MJ, Campbell JC, Hartweg DL, Schott-Baer D, Isenberg M. Self-care agency: conceptualizations and operationalizations. *Adv Nurs Sci*. 1989;12(1):26-38. <https://doi.org/10.1097/00012272-198910000-00006>
17. Muñoz C, Cabrero J, Richart M, Orts MI, Cabañero MJ. La medición de los autocuidados: una revisión de la bibliografía. *Enferm Clin*. 2005;15(2):76-87.
18. Evers GCM, Isenberg MA, Philipsen H, Senten M, Brouns G. Validity testing of the Dutch translation of the appraisal of the self-care agency A.S.A.-scale. *Int J Nurs Stud*. 1993;30(4):331-42.
19. Guo L, Söderhamn U, McCallum J, Ding X, Gao H, Guo Q, et al. Testing and comparing two self-care-related instruments among older Chinese adults. *PLoS One*. 2017;12(8):e0182792. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0182792>
20. Soderhamn O, Cliffordson C. The internal structure of the Appraisal of Self-care Agency (ASA) scale. *Theor J Nurs Theory*. 2001;10(4):5-12.
21. Sousa VD, Zauszniewski JA, Bergquist-Beringer S, Musil CM, Neese JB, Jaber AF. Reliability, validity and factor structure of the Appraisal of Self-Care Agency Scale - Revised (ASAS-R). *J Eval Clin Pract*. 2010;16(6):1031-40. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2753.2009.01242.x>
22. Colomer-Pérez N, Useche SA. Self-care appraisal in nursing assistant students: Adaptation, validation and psychometric properties of the Spanish ASAS. Sudzina F, editor. *PLoS One*. 2021;16(12):e0260827. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0260827>
23. Alhambra-Borrás T, Durá-Ferrandis E, Garcés-Ferrer J, Sánchez-García J. The Appraisal of Self-Care Agency Scale - Revised (ASA-R): adaptation and validation in a sample of Spanish older adults. *Span J Psychol*. 2017;20:E48. <https://doi.org/10.1017/sjp.2017.52>
24. Damásio BF, Koller SH. The Appraisal of Self-Care Agency Scale - Revised (ASAS-R): adaptation and construct validity in the Brazilian context. *Cad Saude Publica*. 2013;29(10):2071-82. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00165312>
25. Vigil-Colet A, Navarro-González D, Morales-Vives F. To reverse or to not reverse likert-type items: that is the question. *Psicothema*. 2020;32(1):108-14. <https://doi.org/10.7334/psicothema2019.286>
26. Gallegos CE. Validez y confiabilidades de la versión en español de la escala: Valoración de las Capacidades de Autocuidado. *Desarro Científ Enferm*. 1998;6(9):260-6.
27. Manrique F, Velandia A. Análisis factorial de la Escala Valoración de Agencia de Autocuidado (ASA) en Colombia. *Aquichan*. 2009;9(3):222-35.

28. Velandia A, Rivera LN. Confiabilidad de la escala “Apreciación de la Agencia de Autocuidado” (ASA), segunda versión en español, adaptada para población colombiana. *Av Enferm*. 2009;27(1):38-47.
29. Espinoza M, Huaiquián J, Sanhueza O, Luengo L, Valderrama M, Ortiz N. Validación de escala de Valoración de Agencia de Autocuidado (ASA) en adolescentes chilenos. *Esc Anna Nery*. 2020;24(2):1-7.
30. Leiva V, Cubillo K, Porras Y, Ramírez T, Sirias I. Validación de apariencia, contenido y consistencia interna de la Escala de Apreciación de Agencia de Autocuidado (ASA) para Costa Rica, segunda versión en español. *Enferm Actual Costa Rica*. 2016;30:1-20.
31. Leiva V, Cubillo K, Porras Y, Ramírez T, Sirias I. Validación de la Escala de Apreciación de Agencia de Autocuidado (ASA) para Costa Rica, para población con enfermedad crónica. *Enferm Actual Costa Rica*. 2016;31:1-18.
32. Díaz de León C, Anguiano-Morán AC, Valencia-Guzmán MJ, Valtierra-Oba ER. Análisis de la estructura interna de la Escala de Valoración de la Capacidad de Autocuidado en población mexicana de diferentes grupos demográficos. *Rev Psicol Univ Autónoma Estado México*. 2022;11(22):113-36. <https://doi.org/10.36677/rpsicologia.v11i22.17751>
33. Díaz de León C, Anguiano-Morán A, Lozano-Zúñiga M, Flores-Mendoza E. “Escala de valoración de capacidad de autocuidado” y su relación con conductas y condiciones de salud en adultos mayores. *Behav Psychol Conduct*. 2021;29(3):781-96. <https://doi.org/10.51668/bp.8321315s>
34. Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Model A Multidiscip J*. 1999;6(1):1-55. Available from: <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
35. Sprent P, Smeeton NC. *Applied nonparametric statistical methods*. 3.^a ed. Boca Ratón: Chapman & Hall/CRC; 2001.
36. Revelle W. *Psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research (R package version 2.0.12)* [internet]. 2020. Disponible en: <https://cran.r-project.org/package=psych>
37. Rosseel Y. lavaan: an R package for structural equation modeling. *J Stat Softw*. 2012;48(2):36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
38. Jorgensen TD, Pornprasertmanit S, Schoemann AM, Rosseel Y. semTools: useful tools for structural equation modeling [internet]. R package version 0.5-4. 2021. Disponible en: <https://cran.r-project.org/package=semTools>
39. Epskamp S. semPlot: unified visualizations of structural equation models. *Struct Equ Model*. 2015;22(3):474-83. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.937847>
40. Morales Aguilar RDS, Flórez Flórez ML. Agencia de autocuidado y factores de riesgo cardiovascular en adolescentes. *Av Enferm*. 2016;34(2).
41. Calleja N, Reskala-Sánchez, Félix Rivera-Fong L, Buenrostro-Mercado D. Efecto del número de opciones de respuesta en las propiedades psicométricas de cuatro escalas psicosociales. *Rev Psicol Cienc Comport Unidad Académica Cienc Juríd Soc*. 2019;10(2):100-13. <https://doi.org/10.29059/rpcc.20191126-94>