

Análisis de las propiedades psicométricas de la Escala de Autocuidado para Argentina

Analysis of the psychometric properties of the Self-Care Scale for Argentina

Análise das propriedades psicométricas da Escala de Autocuidado para Argentina

Marisa Rodríguez de Behrends¹, ORCID 0000-0003-2222-8762
Agustina Trovero², ORCID 0000-0001-6390-008X
Leandro Eidman³, ORCID 0000-0002-4553-4773

¹ *Universidad Católica Argentina, Instituto Universitario Hospital Italiano de Buenos Aires, Argentina*

² *Universidad Católica Argentina, Argentina*

³ *Universidad de Ciencias Empresariales y Sociales, Universidad Nacional del Chaco Austral, Argentina*

Resumen

El propósito del presente artículo es informar las propiedades psicométricas y los datos normativos de la Escala de Autocuidado en población argentina. Dicha escala mide el autocuidado desde una conceptualización amplia e integral que incluye los aspectos materiales externos del autocuidado, el autocuidado intrapsíquico y los aspectos relacionales de cómo los humanos se cuidan a sí mismos. La escala está compuesta por 31 ítems que se responden con un formato tipo Likert de siete opciones de respuesta. Se diseñó un estudio no experimental, transversal, de tipo instrumental. Se estableció una muestra no probabilística conformada por 768 participantes de la República Argentina. Al realizar los estudios de validez de constructo se efectuó el Análisis Factorial Exploratorio observándose la agrupación de los ítems en seis factores. Con el Análisis Factorial Confirmatorio se observó que el modelo de seis factores presentó un buen ajuste. Los resultados muestran una adecuada consistencia interna del test y una adecuada estabilidad test-retest luego de cinco semanas. En su conjunto, los resultados obtenidos en la investigación realizada son concordantes con los hallazgos del estudio original lo que indica que las propiedades psicométricas de la escala son confiables y válidos para ser utilizados en población general argentina.

Palabras clave: propiedades psicométricas; Escala de Autocuidado; fiabilidad; validez

Abstract

The purpose of this paper is to report the psychometric properties and normative data of the Self-Care Scale in the Argentine population. The scale evaluates the self-care from an integral view of the construct, this includes the external aspects of the self-care, the intrapsychic self-care and the relational aspects of how human take care of themselves. The scale consists of 31 items that are answered from a Likert format that involve seven possible answers. A non-experimental, cross-sectional, instrumental-type study was designed. A non-probabilistic sample made up of 768 subjects residing in different provinces of the Argentine Republic was established. When carrying out the construct validity studies, the Exploratory Factor Analysis indicates the grouping of the items into six factors. With the Confirmatory Factor Analysis, it was observed that the six-factor model presented a good fit. The results show an adequate internal consistency of the test and an adequate test-retest stability after five weeks. The results obtained in the research



carried out are consistent with the findings of the original study, which indicates that the studies of the psychometric properties of the scale are reliable and valid to be used in the general Argentine population.

Keywords: psychometric properties; Self-Care Scale; reliability; validity

Resumo

O objetivo deste artigo é informar as propriedades psicométricas e os dados normativos da Escala de Autocuidado na população argentina. Dita escala mede o autocuidado a partir de uma conceituação ampla e integral, que inclui os aspectos materiais externos do autocuidado, o autocuidado intrapsíquico e os aspectos relacionais de como os seres humanos cuidam de si. A escala está composta por 31 itens que são respondidos em um formato do tipo Likert com sete opções de resposta. Foi desenhado um estudo não experimental, transversal, do tipo instrumental. Foi estabelecida uma amostra não probabilística composta por 768 sujeitos da República Argentina. Ao realizar os estudos de validade de construto, foi efetuada a Análise Fatorial Exploratória, observando-se o agrupamento dos itens em seis fatores. Com a Análise Fatorial Confirmatória, observou-se que o modelo de seis fatores apresentou um bom ajuste. Os resultados demonstram uma adequada consistência interna do teste e uma adequada estabilidade teste-reteste após cinco semanas. Como um todo, os resultados obtidos na pesquisa realizada são consistentes com os achados do estudo original, o que indica que as propriedades psicométricas da escala são confiáveis e válidas para uso na população geral argentina.

Palavras-chave: propiedades psicométricas; Escala de Autocuidado; confiabilidad; validez

Recibido: 06/06/2022

Aceptado: 15/12/2022

Correspondencia: Marisa Rodríguez de Behrends. Universidad Católica Argentina, Instituto Universitario Hospital Italiano de Buenos Aires. E-mail: marisa@behrends.com.ar

En los últimos años, un tema que ha ganado espacio en distintos ámbitos es el del autocuidado. Las mejoras en las condiciones de vida, el desarrollo en el cuidado de la salud y de la atención sanitaria han producido un cambio en el estilo de vida de la población, que generó un aumento de la esperanza de vida. Este cambio pone a cada individuo en un rol clave para el propio cuidado de su salud. De ahí la importancia de que las personas lleven conductas eficaces para su autocuidado (Nuno-Solinis et al., 2013). Rivera Álvarez (2006) señala el impacto social que tienen las acciones individuales de autocuidado, reconociendo su valor como deber y derecho para sí mismo y para la comunidad, con su consiguiente impacto en el sistema de salud.

El autocuidado favorece el mantenimiento de la buena salud personal, disminuyendo el impacto de las afecciones futuras y por consiguiente su necesidad de tratamiento en el sistema de salud pública. Contar con un instrumento capaz de medir y operacionalizar el constructo de autocuidado sirve de herramienta que facilita a los profesionales de la salud evaluar el nivel de autocuidado de los individuos para así brindar una asistencia eficaz y beneficiosa. La educación por parte de los profesionales de la salud tiene su éxito final cuando las conductas de autocuidado son realizadas por las personas sin la vigilancia, el apoyo y el seguimiento diario del profesional, es decir que estas conductas de autocuidado pueden ser realizadas de manera autónoma por los individuos (Olivella-Fernández et al., 2012). A su vez esta intervención es útil tanto a corto como a largo plazo, ya que los hábitos de autocuidado en la población joven garantizan la calidad

de vida del adulto mayor (Loredo-Figueroa et al., 2016). La importancia de realizar conductas de autocuidado eficaces para la salud no solo tiene implicancias en el manejo de controlar o recuperarse de enfermedades, sino que también tiene su impacto a la hora de prevenir enfermedades y padecimientos de la salud y a su vez en la promoción del bienestar (Schneider Hermel et al., 2015).

Si bien se trata de un concepto que ha recibido diferentes conceptualizaciones, dependiendo de la tradición teórica, en un sentido muy amplio se puede definir autocuidado como el compromiso con prácticas que promuevan el bienestar (González-Vázquez et al., 2018). Para Naranjo et al. (2017) “el autocuidado es una función humana reguladora que debe aplicar cada individuo de forma deliberada con el fin de mantener su vida y su estado de salud, desarrollo y bienestar” (p. 2).

Una pionera en el estudio de este concepto fue Dorothea Orem, quien propone la teoría del déficit del autocuidado, compuesta por la teoría del déficit de autocuidado, la teoría del autocuidado y la teoría de los sistemas de enfermería (Naranjo et al., 2017). Esta autora se refiere a la agencia de autocuidado como la capacidad que tienen las personas para autocuidarse realizando acciones específicas para tal fin (Orem, 2001).

Por otra parte, Riegel et al. (2012, 2021) desarrollan la teoría de rango medio del autocuidado de las enfermedades crónicas, donde el autocuidado se define como un proceso de mantenimiento de la salud a través de prácticas de promoción de la salud y manejo de la enfermedad, incluyendo prevención, tratamiento y rehabilitación. Este modelo teórico especifica tres conceptos: (a) mantenimiento del autocuidado, con conductas que tienden a conservar la salud, (b) seguimiento del autocuidado, como por ejemplo con pruebas de rutina, y (c) gestión del autocuidado, como por ejemplo cambios en la dieta. Como señalan Riegel et al. (2019) el autocuidado se realiza en todo el proceso salud-enfermedad. Si bien cuando una persona padece una enfermedad se ve claramente la necesidad de autocuidado, es fundamental en estados de salud justamente para la prevención de cualquier afección. Sin embargo, cualquier padecimiento pone en claro si los patrones de autocuidado son adaptativos o no.

La práctica de autocuidado refiere a la participación en comportamientos que mantienen y promueven el bienestar físico, emocional, mental y social. Esta práctica puede incluir conductas como descansar la cantidad de horas necesarias para cada persona, alimentación adecuada y saludable, conductas de sueños, ejercicio físico, el cepillado de dientes, mantener una red de apoyo social, desarrollar habilidades de regulación emocional, realizar prácticas de meditación, terapia personal, prácticas religiosas o de fe que cada uno profese, entre otras (Myers et al., 2012; Riegel et al., 2012).

Nuno-Solinis et al. (2013), desde una mirada conductual, lo definen como el conjunto de tareas que lleva a cabo un individuo para preservar la salud tanto física y emocional, y garantizar el manejo adecuado de enfermedades crónicas. El autocuidado puede aprenderse como una actitud que permita desarrollar conductas saludables para suscitar el bienestar (Naranjo et al., 2017). González-Vázquez et al. (2018) plantean que los factores emocionales y cognitivos, que muchas veces son dejados de lado en el abordaje, tienen un rol clave a la hora de comprender el fenómeno. Según estos autores las conceptualizaciones conductuales, dirigidas al mundo exterior, dejan de lado los aspectos psicológicos, que deben abordarse con mayor profundidad.

Desde niños las personas internalizan las experiencias tempranas de cuidado que reciben de los adultos a cargo. Aquellos que crecen en entornos con diversos grados de descuido, o más aún, abusivos o negligentes, no desarrollarían patrones saludables de autocuidado porque esas prácticas no han sido aprendidas desde pequeños y la manera en

la que fueron tratados modela la manera en que luego de adultos experimentan el autocuidado (González et al., 2009; Mosquera & González, 2011; Ryle & Kerr, 2020).

González-Vázquez et al. (2018) desarrollaron una conceptualización más integral del constructo que incluye tres dimensiones: (a) los aspectos materiales externos del autocuidado, (b) el autocuidado intrapsíquico, y (c) los aspectos relacionales de cómo los humanos se cuidan a sí mismos a través de interacciones con los demás (González & Mosquera, 2015).

En relación a la medición del constructo, existen diferentes herramientas como, por ejemplo, el Inventario de Autocuidado de la Diabetes de Ausili et al. (2017) o el Inventario de Autocuidado de la Hipertensión Arterial versión 3.0 de Dickson et al. (2021) basadas en la teoría de rango medio del autocuidado de las enfermedades crónicas o la Escala de Valoración de Agencia de Autocuidado (ASA) desarrollada por Evers en 1989, que mide la agencia de autocuidado concepto central en la teoría de déficit de autocuidado.

Sin embargo, a partir de la conceptualización más integral realizada por González-Vázquez et al. (2018), los autores vieron la necesidad de crear una escala que mida este constructo desde una perspectiva más amplia y profunda que incluya las tres dimensiones que proponen. La dimensión material implica la capacidad de buscar cosas buenas, buscar experiencias positivas y tratar de satisfacer las propias necesidades. La dimensión interna implica la capacidad intrapsíquica de mirarse a uno mismo de forma positiva y, al mismo tiempo, de forma realista. Finalmente, la dimensión interpersonal está relacionada con la búsqueda de interacciones positivas con los demás para satisfacer las necesidades interpersonales de apoyo y cuidado de uno. Desde esta perspectiva el autocuidado se define entonces como “la conducta dirigida del individuo a preservar y mejorar la salud y el bienestar; es un patrón de relación con la persona, con el mundo y con otro” (González-Vázquez et al., 2018, p. 374).

Estas tres dimensiones son los fundamentos de la Escala de Autocuidado construida por González-Vázquez y colaboradores (2018) que cuenta con 31 ítems que la persona responde con una escala tipo Likert. La versión final de la Escala de Autocuidado fue aplicada a una muestra de 273 pacientes psiquiátricos ambulatorios en La Coruña, España (González-Vázquez et al., 2018).

Tal como se describe en párrafos precedentes, el término autocuidado se utiliza hace varias décadas, principalmente en el área de la medicina, con conceptualizaciones diversas según la tradición que lo define. Por otra parte, investigadores de distintos países están desarrollando cada vez más intervenciones sobre autocuidado para mejorar la salud tanto de forma individual como comunitaria, por su valor en la clínica médica como psicológica, pero también en la salud pública (Oltra, 2013; Riegel et al., 2021).

Dada la importancia del autocuidado en la promoción de la salud y la prevención de la enfermedad en toda la población, resulta relevante contar con una herramienta de evaluación que lo estudie desde una perspectiva teórica amplia pero profunda, en población argentina. Si bien, como se ha visto, existen diversas herramientas de medición, en el presente trabajo se ha optado por estudiar la Escala de Autocuidado de González-Vázquez et al. (2018) cuyo modelo teórico contempla las dimensiones externas, intrapsíquica y relacionales del autocuidado.

El objetivo general este trabajo es estudiar de forma preliminar las propiedades psicométricas de la Escala de Autocuidado de González-Vázquez et al. (2018) en población argentina. Los objetivos específicos son: (a) analizar de manera preliminar la estructura factorial de la escala y la dimensionalidad del constructo, (b) analizar de manera preliminar la consistencia interna y la estabilidad temporal de las puntuaciones de la Escala de Autocuidado en población general.

Método

Participantes

Se conformó una muestra con 768 personas adultas, contando de esta forma con una muestra de estimación ($n = 423$) para realizar el análisis factorial exploratorio (AFE) y una muestra de validación ($n = 345$) para el análisis factorial confirmatorio (AFC). Los participantes fueron voluntarios y no recibieron retribución alguna por su colaboración. De los 423 participantes pertenecientes a la muestra de estimación, el 52.6 % eran mujeres y el 47.4 % eran varones. La edad promedio fue de 35.18 ($DE = 1.24$, $Mín = 18$, $Máx = 81$). Respecto al estado civil, el 43.2 % dijo estar casado o conviviendo con su pareja, el 47.2 % informó estar soltero, el 8.6 % divorciado y el 1 % viudo. Los 345 participantes restantes de la muestra de validación promediaban en edad de 34.12 ($DE = 1.13$, $Mín = 18$, $Máx = 76$). En cuanto a su lugar de residencia, el 15.2 % informó vivir en el norte del país, el 81.9 % en la región del centro y el 2.9 % restante refirió vivir en el sur. Respecto al estado civil, el 41.2 % dijo estar casado o conviviendo con su pareja, el 45.2 % informó estar soltero y el 13.6 % divorciado.

Instrumentos

Encuesta Sociodemográfica. Mediante este instrumento se obtuvieron datos sobre el sexo, la edad, la fecha en que realiza el cuestionario, el lugar de residencia, el estado civil, el nivel educativo alcanzado, la actividad o profesión.

Escala de Autocuidado (González-Vázquez et al., 2018). Cuenta con 31 ítems. Los ítems son afirmaciones a las cuales el sujeto responderá con una escala tipo Likert con siete opciones de respuestas: *totalmente en desacuerdo*, *bastante en desacuerdo*, *algo en desacuerdo*, *ni de acuerdo ni en desacuerdo*, *algo de acuerdo*, *bastante en acuerdo* y *totalmente de acuerdo*. La escala está compuesta por seis subdimensiones: (a) conducta autodestructiva con un $\alpha = .90$; (b) falta de tolerancia al afecto positivo con un $\alpha = .75$; (c) problemas para dejarse ayudar con un $\alpha = .75$; (d) resentimiento por no reciprocidad con un $\alpha = .77$; (e) no actividades positivas con un $\alpha = .67$; (f) no atender las propias necesidades con un $\alpha = .76$. La escala completa arrojó un $\alpha = .91$

Diseño

Se diseñó un estudio no experimental, transversal, de tipo instrumental (Ato et al., 2013). En cuanto al método de muestreo, fue una muestra no probabilística por conveniencia.

Procedimiento

Los participantes fueron informados de los propósitos de la investigación, la confidencialidad de los datos y de su derecho a rehusarse a participar y retirarse de la investigación cuando lo consideren. Se distribuyeron los instrumentos utilizados para medir las variables a través de las redes sociales bajo la modalidad Google Forms. El formulario presentaba un consentimiento informado, que se encontraban en la primera parte de la encuesta distribuida, antes de que comiencen los ítems del inventario y sin la posibilidad de continuar respondiéndola sin antes tildar el casillero de la comprensión de los términos. Luego de cinco semanas se realizó una nueva administración con la misma modalidad a un tercio de los sujetos de la muestra de la primera toma.

Análisis de datos

En primer lugar, la normalidad univariada de los datos fue examinada a través de los indicadores de asimetría y curtosis, para los cuales son deseables valores entre +/- 2

(Tabachnick & Fidell, 2013). Para la identificación de casos atípicos univariados se examinaron las puntuaciones Z , considerando como valores extremos a aquellos que superaban $Z = \pm 3.29$. Para la detección de casos atípicos multivariados se utilizó como criterio la distancia de Mahalanobis con valores p inferiores a .001 (Tabachnick & Fidell, 2013). Luego, se llevaron a cabo estudios tendientes a verificar la estructura interna de la escala mediante AFE y AFC. Es sabido que algunos autores critican el uso conjunto de estos análisis (Pérez-Gil et al., 2000). Sin embargo, numerosos trabajos optan por efectuar ambos justificando la utilización de dos procedimientos (Martorell et al., 2011; Pechorro et al., 2017; Perugini & Castro Solano, 2018). El AFE se calculó a través de un método robusto de máxima verosimilitud (MLR) utilizando una rotación Oblimin mediante una matriz asintótica de correlaciones al igual que la escala original. El AFC se realizó utilizando un estimador robusto ajustado de varianza y media de mínimos cuadrados ponderados (WLSMV-R) y, dado que las variables fueron ordinales, se utilizó la misma matriz que en el AFE, debido a que es más apropiada para este tipo de datos (Freiberg Hoffmann et al., 2013). De acuerdo con Hu et al. (1992) se consideraron los siguientes índices de bondad de ajuste: Chi-cuadrado (χ^2), índice de ajuste comparativo (CFI), índice de ajuste incremental de Bollen (IFI; Bollen & Long, 1993) y error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). En lo referente a los criterios de valores de ajuste aceptable, se considera un valor de .90 en CFI (Kline, 2018; Stegmann, 2017), así como valores menores o iguales a .08 en RMSEA (Browne & Cudeck, 1993). Se evaluó la evidencia basada en la estructura interna través del examen de las cargas factoriales, se consideraron aceptables cargas estandarizadas mayores al límite de $> .30$ (Hair et al., 2006; Nunnally & Bernstein, 1994), y, en cuanto a las correlaciones entre los factores, se consideraron los valores $> .19$ como muy bajas, entre $> .20$ y $< .39$ como bajas, entre $> .40$ y $< .59$ como moderadas, entre $> .60$ y $< .79$ como altas y $< .80$ como muy altas (Brown, 2006; Evans, 1996). Para conocer la confiabilidad de la escala desde el punto de vista de su consistencia interna, se utilizó el estadístico alfa ordinal, que es el recomendado para escalas multidimensionales que poseen escasos ítems (Bryant & Satorra, 2012; Dominguez-Lara, 2012; Espinoza & Novoa-Muñoz, 2018) y que ofrece una aproximación de la confiabilidad basada en la estructura factorial. Además, para analizar la estabilidad temporal de los ítems de la escala se administró la prueba estadística de test re-test a 268 personas en dos tiempos con un intervalo de cinco semanas. Los resultados se procesaron utilizando R (Versión 3.6.0) y la interfaz R Studio (Versión 1.4.1717) mediante los paquetes ggplot2 para visualización de datos (Villanueva & Chen, 2019), psycho (Revelle, 2018) y psicométrica (Fletcher & Fletcher, 2013), para estimar algunas propiedades psicométricas. Mientras que lavaan (Rosseel et al., 2017), semPlot (Epskamp et al., 2019) y semTools (Jorgensen et al., 2018) se usaron para calcular y trazar el Modelo de Ecuación Estructural. Para la realización de los puntajes normativos se utilizó el programa estadístico SPSS en su versión 25.

Resultados

Análisis descriptivo

Se realizó un análisis preliminar de los ítems de la escala con la intención de obtener la normalidad univariada. Tal como puede observarse en la Tabla 1, se obtuvieron estadísticos descriptivos básicos calculando medias y desvíos típicos. Además, se calcularon los índices de asimetría y curtosis. Los valores recomendados por Tabachnick y Fidell (2013) son próximos a 0 e inferiores a 1.96.

Tabla 1
Estadísticos descriptivos: Escala de Autocuidado

Ítem	<i>M</i>	<i>DE</i>	Mín	Máx	Asimetría	Curtosis
Ítem 1	2.34	1.58	1	7	1.22	.67
Ítem 2	3.22	1.74	1	7	.40	-.97
Ítem 3	3.11	1.79	1	7	.50	-.47
Ítem 4	2.38	1.58	1	7	1.09	.28
Ítem 5	2.47	1.73	1	7	1.06	-.09
Ítem 6	2.47	1.41	1	7	1.05	.54
Ítem 7	2.34	1.83	1	7	-.16	-1.14
Ítem 8	2.94	1.87	1	7	.65	-.85
Ítem 9	3.18	1.72	1	7	.52	-.82
Ítem 10	3.59	1.78	1	7	.22	-1.11
Ítem 11	3.21	1.91	1	7	.43	-1.13
Ítem 12	2.18	1.61	1	7	1.42	1.09
Ítem 13	3.61	1.73	1	7	.20	-1.02
Ítem 14	3.16	1.84	1	7	.54	-.95
Ítem 15	3.15	1.93	1	7	.10	-1.12
Ítem 16	3.90	2.00	1	7	-.03	-1.14
Ítem 17	4.26	1.84	1	7	-.23	-1.18
Ítem 18	3.54	1.73	1	7	-.23	-1.05
Ítem 19	3.08	1.82	1	7	.43	-1.08
Ítem 20	4.83	1.73	1	7	-.49	-.97
Ítem 21	1.97	1.26	1	7	1.45	1.32
Ítem 22	2.68	1.59	1	7	.88	-.86
Ítem 23	2.94	1.82	1	7	.55	-.92
Ítem 24	3.17	1.66	1	7	.42	-.91
Ítem 25	2.79	2.20	1	7	.86	-.81
Ítem 26	2.45	1.92	1	7	.22	-1.12

Ítem 27	4.16	1.86	1	7	-.19	-1.16
Ítem 28	3.82	1.91	1	7	.34	-1.21
Ítem 29	3.35	1.77	1	7	.31	-1.09
Ítem 30	2.73	1.87	1	7	.83	-.62
Ítem 31	3.04	1.91	1	7	.66	-.81

Validez de constructo

Se dividió la muestra en dos partes, una muestra de estimación ($n = 423$) para realizar el AFE y una muestra de validación de ($n = 345$) para el AFC. En la Tabla 2, se puede observar el AFE, se utilizó el método robusto de máxima verosimilitud y a partir de la rotación Varimax, determinó la agrupación de 31 ítems en seis variables latentes. La solución factorial arrojó valores considerados adecuados iguales a .87 para el índice de Káiser Meyer Olkin (KMO) y para el Test de Esfericidad de Barlett ($\chi^2 = 231.97$; $DE = 0.30$; $p < .000$). El análisis factorial exploratorio explicó el 55.2 % de la varianza de las puntuaciones.

Tabla 2

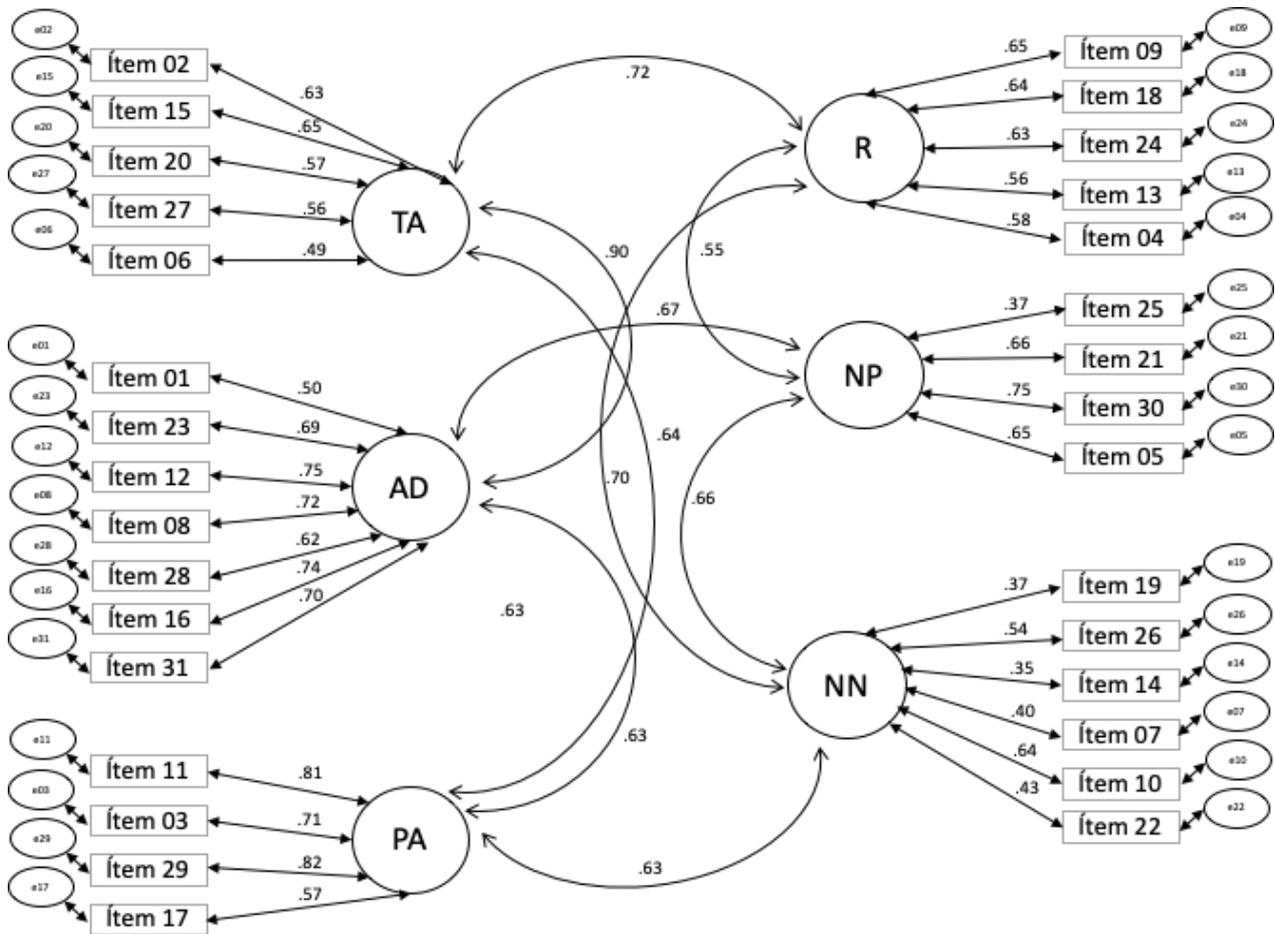
Análisis factorial de la Escala de Autocuidado

Ítem	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5	Factor 6
ac23	.70					
ac12	.65					
ac31	.47					
ac1	.47					
ac8	.46					
ac28	.43					
ac16	.40					
ac11		.76				
ac3		.67				
ac29		.63				
ac17		.61				
ac18			.57			
ac24			.42			
ac9			.37			

ac13			.33			
ac4			.30			
ac5				.44		
ac30				.42		
ac21				.34		
ac25				.32		
ac19					.36	
ac26					.34	
ac14					.34	
ac7					.32	
ac10					.31	
ac15						-.58
ac20						-.56
ac27						-.42
ac6						-.34
ac2						-.32
ac22						-.33
<hr/>						
% varianza aportada por cada factor	9.20	18.4	27.6	36.8	46	55.2
<i>M</i>	3.02	3.48	3.44	2.48	7.48	3.53
<i>DE</i>	1.18	1.42	1.22	1.21	4.09	1.05

A continuación, se realizó el AFC de la Escala de Autocuidado. Se utilizó el método de estimación de Máxima Verosimilitud Robusto y, dado que las variables eran ordinales, se utilizó la matriz policórica. Al momento de valorar la bondad de ajuste del modelo, se examinaron diferentes índices: Chi-cuadrado (χ^2), índice de ajuste comparativo (CFI), índice de ajuste incremental de Bollen (IFI) y error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). Todos indicaron que el modelo de seis factores presentó un buen ajuste: $\chi^2 = 1436.218$, $p < .000$; CFI = .964; IFI = .969; RMSEA = .062 90% IC [.058, .062], $p < .001$. Además, en la figura 1 se pueden observar los pesos de regresión para cada elemento que fueron entre moderados ($> .40$ y $< .59$), altos ($> .60$ y $< .79$) y muy altos ($< .80$; Brown, 2006; Evans, 1996).

Figura 1
Análisis factorial Confirmatorio Escala de Autocuidado en población argentina



Nota. TA: Falta de tolerancia al afecto positivo; AD: Conducta autodestructiva; PA: Problemas para dejarse ayudar; R: Resentimiento por no reciprocidad; NP: No actividades positivas; NN: No atender las propias necesidades.

En lo referente a la consistencia interna de la escala, para las subdimensiones se obtuvieron los siguientes índices de alfa ordinal: Falta de Tolerancia al Afecto Positivo = .82; Conducta Autodestructiva = .79; Problemas para Dejarse Ayudar = .80; Resentimiento por no Reciprocidad = .83; No actividades Positivas = .78 y No Atender a las Propias Necesidades = .80. Finalmente, en la Tabla 3, se pueden observar las correlaciones test-retest en un periodo de tiempo de cinco semanas. Los resultados informaron que las correlaciones entre las dimensiones fueron positivas y significativas entre moderadas y altas.

Tabla 3*Correlación test-retest Escala de Autocuidado (n = 423)*

Dimensiones	<i>r</i>	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>Cci</i>
Falta de tolerancia al afecto positivo	.50*	3.60	1.09	.56 [.020-.698]
Conducta autodestructiva	.68*	3.02	1.24	.64 [.032-.732]
Problemas para dejarse ayudar	.63*	3.48	1.42	.78 [.043-.896]
Resentimiento por no reciprocidad	.64*	3.35	1.12	.65 [.054 - .765]
No actividades positivas	.73*	2.48	1.21	.76 [.065 -.876]
No atender a las propias necesidades	.65*	3.41	1.05	.77 [.053-.865]

**p* < .05. CCI: Coeficiente de correlación interclase

Dimensiones	<i>r</i>
Falta de tolerancia al afecto positivo	.50*
Conducta autodestructiva	.68*
Problemas para dejarse ayudar	.63*
Resentimiento por no reciprocidad	.64*
No actividades positivas	.73*
No atender a las propias necesidades	.65*

Nota. **p* < .05

Datos normativos

En la Tabla 4 se agruparon las puntuaciones medias y los niveles que indican presencia de cada dimensión de la Escala de Autocuidado en participantes de población general. A su vez, se definieron los percentiles de cada dimensión. Para la obtención de los valores percentilares, se deben sumar los puntajes brutos obtenidos en cada dimensión y dividirlo por el número de ítems. Un puntaje T superior a 50 indica presencia de la dimensión que conforma al constructo autocuidado.

Tabla 4*Datos Normativos de la Escala de Autocuidado (n = 768)*

Dimensiones		TA	AD	PA	R	NP	NN
<i>M</i>		3.60	3.02	3.48	3.35	2.48	3.41
<i>DE</i>		1.09	1.24	1.42	1.12	1.21	1.05
<i>Pc</i>	25	2.80	2.00	2.50	2.25	1.50	2.66
	50	3.60	2.83	3.25	3.25	2.25	3.33
	75	4.40	3.83	4.50	4.00	3.25	4.16

Nota. Pc: Percentil; TA: Falta de tolerancia al afecto positivo; AD: Conducta autodestructiva; PA: Problemas para dejarse ayudar; R: Resentimiento por no reciprocidad; NP: No actividades positivas; NN: No atender las propias necesidades.

Discusión

El presente trabajo informa los resultados del análisis de las propiedades psicométricas de la Escala de Autocuidado, reportando la validez basada en la estructura interna, la fiabilidad por consistencia y estabilidad temporal de la puntuación (González-Vázquez et al., 2018) en población general argentina. La importancia de adecuar a nuestro medio esta escala se fundamenta en la necesidad de contar con una herramienta que mida este constructo por su relevancia en la salud de las personas en general y por el impacto que tiene en el Sistema de Salud en particular.

El autocuidado puede considerarse un complemento de las acciones realizadas por los servicios de salud para el cuidado de una población, como una responsabilidad compartida (Rivera Alvarez, 2006), tanto a nivel individual como colectivo, otorgándole al Sistema de Salud un rol relevante en el monitoreo del tema. Sobre estos pilares se sostiene la importancia de contar con un instrumento válido y fiable para su evaluación en población local, que sería de gran utilidad a los profesionales de la salud. Tal como señala la bibliografía, el autocuidado puede aprenderse como una actitud que permite desarrollar conductas saludables, por lo cual es importante considerar los aspectos emocionales y cognitivos, ya que tienen un rol clave para comprender el fenómeno y favorecer su desarrollo (González-Vázquez et al., 2018; Riegel et al., 2012).

Al realizar los estudios de validez de constructo se efectuó el AFE observándose la agrupación de 31 ítems en seis factores, lo cual está en concordancia con el estudio original (González-Vázquez et al., 2018). La solución factorial arrojó valores considerados adecuados. El AFE explicó el 55.2 % de la varianza acumulada, de forma similar que el estudio de referencia en el que este valor es del 55.3 %. A partir AFC se observó que el modelo de seis factores presentó un buen ajuste.

En relación con la consistencia interna de las subdimensiones, a diferencia de la escala original, se optó por utilizar el estadístico alfa ordinal debido a que es más apropiado para el tipo de matriz que presenta el inventario, motivo por el cual no se podría comparar con el estadístico alfa de Cronbach de la escala original. Sin embargo, se puede inferir que los valores de consistencia interna en las dimensiones de ambas escalas son similares. Por último, las correlaciones test-retest en un periodo de tiempo de cinco semanas se observan, los resultados informaron que las correlaciones entre las

dimensiones fueron positivas y significativas entre moderadas y altas, lo que indica la estabilidad de las medidas obtenidas al igual que los datos obtenidos por el coeficiente de correlación interclase.

Finalmente, cabe señalar algunas limitaciones. La primera es que no se pudo conformar una muestra de proporciones similares con respecto a la variable sexo, en la que dos de cada tres personas de la muestra son mujeres. La segunda limitación es que la muestra a la cual se le administró la Escala de Autocuidado no es representativa de toda la población argentina, ya que la misma está compuesta en su mayoría por habitantes de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y del Gran Buenos Aires. Por este motivo, es recomendable en un futuro considerar que el estudio se replique a una muestra ampliada que abarque al resto de las provincias argentinas. Como conclusión, en su conjunto, los resultados obtenidos en el presente trabajo se encuentran en concordancia con el estudio original realizado por González-Vázquez et al. (2018). Esto indica que los estudios de las propiedades psicométricas de la escala son confiables y válidos para ser utilizados en población general argentina.

Referencias

- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Ausili, D., Barbaranelli, C., Rossi, E., Rebora, P., Fabrizi, D., Coghi, C., Luciani, M., Vellone, E., Di Mauro, S., & Riegel, B. (2017). Development and psychometric testing of a theory-based tool to measure self-care in diabetes patients: the self-care of diabetes inventory. *Trastornos Endócrinos de BMC*, 17(1), 1-12. <https://doi.org/10.1186/s12902-017-0218-y>
- Bollen, K. & Long, J. (1993). *Testing structural equation models*. Sage.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford Publications.
- Browne, M. W. & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing Structural Equation Models* (pp. 136-162). Sage.
- Bryant, F. B. & Satorra, A. (2012). Principles and practice of scaled difference Chi-Square testing. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, (19), 372-398. <https://doi.org/10.1080/10705511.2012.687671>
- Dickson, V. V., Fletcher, J., & Riegel, B. (2021). Psychometric testing of the Self-care of Hypertension Inventory version 3.0. *Journal of Cardiovascular Nursing*, 36(5), 411-419. <https://doi.org/10.1097/JCN.0000000000000827>
- Dominguez-Lara, S. (2012). Propuesta para el cálculo del Alfa Ordinal y Theta de Armor. *Revista de Investigación en Psicología*, 15(1), 213-217.
- Epskamp, S., Stuber, S., Nak, J., Veenman, M., & Jorgensen, T. D. (2019). *semPlot: Path Diagrams and Visual Analysis of Various SEM Packages' Output* (Version 1.1.2)[Computer software]. <https://cran.r-project.org/web/packages/semPlot/semPlot.pdf>
- Espinoza, S. C. & Novoa-Muñoz, F. (2018). Ventajas del alfa ordinal respecto al alfa de Cronbach ilustradas con la encuesta AUDIT-OMS. *Revista Panamericana de Salud Pública*, (42), e65. <https://doi.org/10.26633/RPSP.2018.65>
- Evans, J. D. (1996). *Straightforward statistics for the behavioral sciences*. Brooks/Cole Publishing.

- Fletcher, T. D. & Fletcher, M. T. D. (2013). *Package psychometric*. <http://cran.rproject.org/web/packages/psychometric/psychometric.pdf> Vol 4.
- Freiberg Hoffmann, A., Stover, J. B., de la Iglesia, G., & Fernández Liporace, M. (2013). Correlaciones Policóricas y Tetracóricas en Estudios Exploratorios y Confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 7(2), 151-164. <https://doi.org/10.22235/cp.v7i1.1057>
- González, A., Seijo, N., & Mosquera, D. (2009, 27-29 de agosto). *EMDR in complex trauma and dissociative disorders* [Presentación de escrito]. 14th EMDR International Association Annual Conference, Atlanta, GA, United States.
- González, A. & Mosquera, D. (2015). *EMDR y disociación. El abordaje progresivo* (2^a ed.). Ediciones Pléyades.
- González-Vázquez, A. I., Mosquera-Barral, D., Knipe, J., Leeds, A. M., & Santed-German, M. A. (2018). Construction and initial validation of a scale to evaluate self-care patterns: The Self-Care Scale. *Clinical Neuropsychiatry*, 5(6), 373-378.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate Data Analysis*. Pearson Prentice Hall.
- Hu, L. T., Bentler, P. M., & Kano, Y. (1992). Can test statistics in covariance structure analysis be trusted? *Psychological Bulletin*, 112(2), 351. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0033-2909.112.2.351>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., Rosseel, Y., Miller, P., Quick, C., & Garnier-Villarreal, M. (2018). *semTools: Useful tools for structural equation modeling*. R package version 0.5-1 [Computer software]. <https://cran.r-project.org/web/packages/semTools/semTools.pdf>
- Kline, R. B. (2018). Response to leslie hayduk's review of principles and practice of structural equation modeling. *Canadian Studies in Population*, 45(3-4), 188-195. <https://doi.org/10.25336/csp29418>
- Loredo-Figueroa, M. T., Gallegos-Torres, R. M., Xequé-Morales, A. S., Palomé-Vega, G., & Juárez-Lira, A. (2016). Nivel de dependencia, autocuidado y calidad de vida del adulto mayor. *Enfermería Universitaria*, 13(3), 159-165. <https://doi.org/10.1016/j.reu.2016.05.002>
- Martorell, M. C., González, R., Odoñez, A., & Gómez, O. (2011). Estudio confirmatorio del cuestionario de conducta antisocial (CCA) y su relación con variables de personalidad y conducta antisocial. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 31(2), 35-52.
- Mosquera, D. & González, A. (2011). Del apego temprano al TLP. *Mente y cerebro*, (46), 18-27.
- Myers, S. B., Sweeney, A. C., Popick, V., Wesley, K., Bordfeld, A., & Fingerhut, R. (2012). Self-care practices and perceived stress levels among psychology graduate students. *Training and Education in Professional Psychology*, 6(1), 55-66. <https://doi.org/10.1037/a0026534>
- Naranjo, Y., Concepción, J., & Rodríguez, M. (2017). La teoría déficit de autocuidado: Dorothea Elizabeth Orem. *Revista Gaceta Médica Espirituana*, 19(3). <https://revgmespirituana.sld.cu/index.php/gme/article/view/1129>
- Nunnally, J. C. & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw Hill.
- Nuno-Solinis, R., Rodríguez-Pereira, C., Pinera-Elorriaga, K., Zaballa-González, I., & Bikandi-Irazabal, J. (2013). Panorama de las iniciativas de educación para el autocuidado en España. *Gaceta Sanit*, 27(4), 332-337. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2013.01.008>

- Olivella-Fernández, M. C., Bastidas-Sánchez, C. V., & Castiblanco-Amaya, M. A. (2012). La adherencia al autocuidado en personas con enfermedad cardiovascular: abordaje desde el Modelo de Orem. *Aquichan*, *12*(1), 53-61.
- Oltra, S. (2013). El autocuidado, una responsabilidad ética. *Gaceta de Psiquiatría Universitaria*, *9*(1), 85-90.
- Orem, D. E. (2001). *Nursing: Concepts of practice*. Mosby.
- Pechorro, P., Kahn, R. E., Ray, J. V., Raine, A., & Gonçalves, R. A. (2017). Psychometric properties of the Reactive-Proactive Aggression Questionnaire among a sample of detained and community girls. *Criminal Justice and Behavior*, *44*(4), 531-550. <https://doi.org/10.1177/0093854816686395>
- Pérez-Gil, J. A., Moscoso, S. C., & Rodríguez, R. M. (2000). Validez de constructo: el uso de análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, *12*(Suplemento), 442-446.
- Perugini, M. L. L. & Castro Solano, A. (2018). Influencia de virtudes organizacionales sobre satisfacción, compromiso y performance laboral en organizaciones argentinas. *Interdisciplinaria*, *35*(1), 171-188. <https://doi.org/10.16888/interd.2018.35.1.9>
- Revelle, W. (2018). *Psych: Procedures for personality and psychological research* (Version 1.9. 12.31) [Computer software]. Northwestern University.
- Riegel, B., Dunbar, S. B., Fitzsimons, D., Freedland, K. E., Lee, C. S., Middleton, S., Stromberg, A., Vellone, E., Webber, D. E., & Jaarsma, T. (2021). Self-care research: Where are we now? Where are we going? *International Journal of Nursing Studies*, (116), 103402. <https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2019.103402>
- Riegel, B., Jaarsma, T., & Strömberg, A. (2012). A middle-range theory of self-care of chronic illness. *Advances in Nursing Science*, *35*(3), 194-204. <https://doi.org/10.1097/ANS.0b013e318261b1ba>
- Riegel, B., Jaarsma, T., Lee, C. S., & Strömberg, A. (2019). Integrating symptoms into the middle-range theory of self-care of chronic illness. *ANS. Advances in Nursing Science*, *42*(3), 206-215. <https://doi.org/10.1097/ANS.0000000000000237>
- Rivera Álvarez, L. N. (2006). Capacidad de agencia de autocuidado en personas con hipertensión arterial hospitalizadas en una clínica de Bogotá, Colombia. *Revista de Salud Pública*, *8*(3), 235-247. <https://doi.org/10.1590/s0124-00642006000300009>
- Rosseel, Y., Oberski, D., Byrnes, J., Vanbrabant, L., Savalei, V., Merkle, E., & Rosseel, M. Y. (2017). *Package lavaan*. <http://lavaan.org>
- Ryle, A. & Kerr, I. B. (2020). *Introducing cognitive analytic therapy: principles and practice of a relational approach to mental health*. John Wiley & Sons.
- Schneider Hermel, J., Pizzinato, A., & Calderón Uribe, M. (2015). Mujeres con cáncer de mama: apoyo social y autocuidado percibido. *Revista de Psicología*, *33*(2), 439-467. <https://doi.org/10.18800/psico.201502.008>
- Stegmann, G. (2017). Review of *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling*, by Randall E. Schumacker y Richard G. Lomax. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *24*(3), 475-477. <https://doi.org/10.1080/10705511.2017.1280798>
- Tabachnick, B. & Fidell, L. S. (2013). *Using Multivariate Statistics* (6th ed.). Pearson.
- Villanueva, R. A. M. & Chen, Z. J. (2019). *ggplot2: Elegant graphics for data analysis* (2da ed.). Springer.

Cómo citar: Rodríguez de Behrends, M., Trovero, A., Eidman, L. (2023). Análisis de las propiedades psicométricas de la Escala de Autocuidado para Argentina. *Ciencias Psicológicas*, 17(1), e-2922. <https://doi.org/10.22235/cp.v17i1.2922>

Contribución de los autores: a) Concepción y diseño del trabajo; b) Adquisición de datos; c) Análisis e interpretación de datos; d) Redacción del manuscrito; e) revisión crítica del manuscrito.

M. R. d. B. ha contribuido con a, b, c, d, e; L. E. con b, c, e; A. T. con b, d.

Editora científica responsable: Dra. Cecilia Cracco.