

## Validación del Cuestionario de Orientación a la Vida (OLQ-13) de Antonovsky en una muestra de estudiantes universitarios en Navarra

### *Validation of Antonovsky Orientation to Life Questionnaire (OLQ-13) in a sample of university students in Navarre*

M. Lizarbe-Chocarro<sup>1,2</sup>, F. Guillén-Grima<sup>1,3,4</sup>, I. Aguinaga-Ontoso<sup>1</sup>, N. Canga Armayor<sup>2</sup>

#### RESUMEN

**Fundamento.** El sentido de coherencia interna (SOC), concepto central del modelo salutogénico descrito por Aaron Antonovsky, se ha empleado como predictor de medidas de salud percibida y objetiva, se relaciona fuerte y positivamente con comportamientos saludables, y se desarrolla principalmente en la juventud y en la época de estudiante. Los universitarios son un grupo de jóvenes diana para aplicar medidas promotoras de salud en función de su nivel SOC, siendo necesario comprobar la calidad de la medición de la escala. El objetivo es validar y estudiar las propiedades psicométricas de la escala SOC en los estudiantes de la Universidad de Navarra, y conocer su evolución temporal.

**Sujetos y método.** Se analizaron los estudiantes de nuevo acceso de la Universidad de Navarra. Estudio de cohortes con seguimiento a los tres años. Los instrumentos utilizados fueron el cuestionario de orientación a la vida (OLQ-13), la Escala del Estrés Percibido (EEP) y el Índice de malestar. Se estudiaron la calidad de los datos y viabilidad, asunciones escalares, estabilidad temporal, fiabilidad, validez de criterio concomitante y clínica, y estructura factorial y análisis confirmatorio de los datos obtenidos. Se utilizaron los paquetes estadísticos SPSS v. 19 y Amos v.7.

**Resultados.** La muestra ha sido de 508 estudiantes, 33,5% varones y el 65,9% mujeres. Fiabilidad alta (Alfa de Cronbach de 0,814). Adecuada validez convergente con la EEP. Inadecuada validez clínica. Análisis de componentes principales con tres factores que explican el 50,73% de la varianza.

**Conclusiones.** Instrumento válido que permite proponerlo como herramienta para aplicar medidas promotoras de salud en jóvenes.

**Palabras clave.** Coherencia. Cuestionario de orientación a la vida. Validación. Propiedades psicométricas. Estudiante universitario.

#### ABSTRACT

**Background.** The sense of coherence (SOC), the central concept of the salutogenesis model described by Aaron Antonovsky, has been employed as a predictor of measures of perceived and objective health. It is strongly and positively related to healthy behaviour and is mainly developed while young and studying. University students are a target youth group for applying measures promoting health according to their SOC level; it is therefore necessary to check the quality of the scale's measurement. The goal is to validate and study the psychometric properties of the SOC scale in students at the University of Navarre and determine their temporal evolution.

**Methods.** Newly enrolled students at the University of Navarre were analysed. Cohort study with a 3 year follow-up. The instruments used were the Orientation to Life Questionnaire (OLQ-13), Perceived Stress Scale (PSS) and the Discomfort Index. The following were studied: the quality and viability of the data, scale assumptions, temporal stability, reliability, concurrent and clinical validity, as well as factorial structure and confirmatory analysis of the data obtained. SPSS v. 19 and Amos v.7 statistical software were used.

**Results.** The study sample consisted of 508 students, 33.5% male and 65.9% female. High reliability (Cronbach Alpha 0.814). Adequate validity converging with the PSS. Inadequate clinical validity. Analysis of main components with three factors that explain 50.73% of the variation.

**Conclusions.** A valid instrument that makes it possible to propose it as a tool for applying measures promoting health in young people.

**Keywords.** Coherence. Orientation to life questionnaire. Validation. Psychometric properties. University student.

*An. Sist. Sanit. Navar. 2016; 39 (2): 237-248*

1. Departamento de Ciencias de la Salud. Universidad Pública de Navarra. Pamplona
2. Departamento de Enfermería Comunitaria y Materno Infantil. Universidad de Navarra. Pamplona
3. IDISNA (Instituto de Investigación Sanitaria de Navarra), Pamplona
4. Medicina Preventiva. Clínica Universidad de Navarra. Pamplona

Recepción: 10-03-2016

Aceptación provisional: 12-04-2016

Aceptación definitiva: 28-04-2016

#### Correspondencia:

Marta Lizarbe Chocarro  
Departamento de Ciencias de la Salud  
Universidad Pública de Navarra  
Avda. Barañáin, s/n  
31008 Pamplona  
E-mail: mlizarbe@unav.es

Para la realización de la investigación se obtuvo financiación del Departamento de Salud del Gobierno de Navarra, del Servicio de Epidemiología del Ayuntamiento de Pamplona, de la Universidad de Navarra y de la Universidad de Bielefeld (Alemania).

## INTRODUCCIÓN

El modelo salutogénico desarrollado por Aaron Antonovsky (1979, 1987) surgió como una respuesta a la concepción patológica de la salud pública, centrada en la identificación de los factores de riesgo de la enfermedad. Supuso un cambio de perspectiva en el paradigma de la Salud Pública al basarse en los procesos y recursos promotores de la salud en vez de en los factores que provocan la enfermedad. En la actualidad se ha convertido en un modelo de referencia para el diseño y desarrollo de intervenciones de promoción de la salud<sup>1-3</sup>.

Uno de los conceptos claves del modelo salutogénico es el sentido de coherencia (SOC). Antonovsky define el SOC como "Una orientación global que expresa hasta qué punto uno tiene la amplia, resistente y dinámica sensación de confianza en que (a) los estímulos que provienen del entorno (interno/externo) en el curso de la vida son estructurados, predecibles y manejables [comprensibilidad], (b) los recursos para afrontar las demandas que exigen esos estímulos están disponibles [manejabilidad], y (c) estas demandas son desafíos que merecen una inversión y un compromiso [significatividad]"<sup>4</sup>. Es decir, las personas con un SOC elevado es probable que afronten las situaciones estresantes con un mayor éxito<sup>4,5</sup>.

Antonovsky propuso el *Orientation to Life Questionnaire* (OLQ) o Cuestionario de Orientación a la Vida como instrumento de medida del sentido de coherencia. Originalmente diseñó el cuestionario con 29 ítems y después introdujo la versión abreviada de 13 ítems<sup>5</sup>, el OLQ-13. Posteriormente, al menos se han publicado 15 versiones diferentes de la escala<sup>6</sup>, además de adaptaciones para campos concretos de investigación, como el contexto familiar (FSOC)<sup>7</sup> o la etapa infantil (CSOC)<sup>8</sup>.

Numerosos estudios han examinado la relación entre la salud y el sentido de coherencia, demostrando ser una variable asociada con resultados de salud en muestras clínicas y no clínicas. Un SOC elevado se asocia con una buena salud autorreferida (especialmente mental) y protege de

la ansiedad, depresión, manejo del estrés, agotamiento y desesperanza<sup>5,9,10</sup>. También se relaciona fuerte y positivamente con recursos de salud tales como el optimismo, la fortaleza, el autocontrol y la capacidad de afrontamiento<sup>11</sup>. Además predice una mejor salud y calidad de vida<sup>10</sup>, una mayor habilidad para afrontar la enfermedad y aceptar la discapacidad en enfermos de diabetes<sup>12</sup> o cáncer<sup>13</sup>, y un mayor número de comportamientos saludables desde la infancia hasta la edad adulta<sup>6,10,12</sup>.

Estos comportamientos relacionados con la salud que están presentes a edades tempranas, influyen sobre el desarrollo de posteriores conductas de riesgo que pueden desembocar en alteraciones permanentes de los estilos de vida durante la edad adulta<sup>14</sup>. Por ello adquiere importancia el conocer la salud y el comportamiento relacionado con la salud de los jóvenes, para prevenir estas conductas de riesgo mediante intervenciones que refuercen la salud. Antonovsky señaló que la juventud y, particularmente los años de estudio, son una etapa clave en el desarrollo del SOC<sup>4</sup>. Así, si ampliamos el conocimiento sobre el SOC de los jóvenes estudiantes, podremos adelantarnos a la aparición de conductas de riesgo y evitarlas desde la perspectiva del fortalecimiento de la salud. Y los estudiantes universitarios son un amplio segmento de esta población estudiante joven.

El número de investigaciones realizadas en población universitaria para describir la salud ha sufrido un gran incremento a lo largo de los últimos años. La estancia en la universidad y el discurrir de los años de estudio influyen sobre la existencia del estudiante, sobre su salud y también sobre su sentido de coherencia interna. Por ello, el interés por el SOC en este grupo se ha tornado de gran importancia<sup>15</sup>.

Y evaluar las propiedades psicométricas de un instrumento, la escala de SOC, es un criterio esencial para determinar la calidad de su medición<sup>16</sup>. Aunque sí se ha llevado a cabo la validación de la escala del sentido de coherencia en ancianos españoles mayores de 70 años<sup>17</sup>, no existe una validación específica para los estudiantes uni-

versitarios. Por lo que el objetivo principal del presente trabajo es el estudio de la viabilidad y de las propiedades psicométricas del cuestionario OLQ-13 en la población universitaria, además de monitorizar cómo el sentido de coherencia interna cambia durante el periodo universitario.

## SUJETOS Y MÉTODO

En la investigación se ofreció participar a todos los estudiantes de primer curso. La población del estudio fueron los 2.628 estudiantes matriculados en el primer curso de las titulaciones ofertadas en la Universidad de Navarra (campus de Pamplona). Se excluyeron de la muestra a los alumnos repetidores por el interés de conocer el SOC solo en los alumnos de nuevo ingreso y no en aquellos que previamente ya habían vivido un año de estudios universitarios. Esto se debió a que para medir el cambio de la variable independiente del estudio, la influencia que produce el periodo universitario sobre la salud del estudiante, resultaba imprescindible obtener una determinación basal.

Se calculó un tamaño muestral teórico de 474 para una probabilidad de error tipo I del 5% y del error tipo II del 20%, una varianza máxima razonable poblacional ( $p=q=0,5$ ), y una precisión del 4,5%. Finalmente la muestra del estudio fue de 508 estudiantes que voluntariamente aceptaron participar en el mismo, calculándose una tasa de respuesta del 19%. En la cohorte de seguimiento, tres años más tarde, se recogieron 230 cuestionarios completos, por lo que la de participación fue del 45,27%.

Tras conocer los objetivos de la investigación y el procedimiento a seguir, el Rectorado del centro concedió los permisos necesarios para la realización del estudio. Se informó a cada participante de las características y del desarrollo de la investigación, de la libertad de participación, y del derecho a abandonar el estudio en cualquier momento, obteniéndose el consentimiento informado por escrito. A lo largo de todo el proceso se guardó la confidencialidad de los datos obtenidos a través de una clave personal creada por los alumnos

y desconocida por los investigadores, que servía posteriormente de código de identificación para el seguimiento a los tres años, asegurando así el anonimato.

## Método

Esta investigación forma parte de un estudio multicéntrico realizado en universidades españolas y alemanas para conocer el nivel de salud de los estudiantes de nuevo acceso y su evolución a lo largo de los años de estudio. Para ello se planteó un estudio observacional de cohortes durante los meses de febrero y marzo de 2000, y con seguimiento de la muestra a los tres años.

La recogida de datos se realizó a través de un cuestionario autoadministrado basado en la "Encuesta de salud en la población universitaria de Navarra y Murcia" de Aguinaga y complementado con aportaciones realizadas desde la Universidad de Bielefeld. El cuestionario se cumplimentó en aulas de la Universidad de Navarra habilitadas para tal efecto. Dicho cuestionario estuvo compuesto de variables descriptivas de muestra (edad, sexo o carrera elegida), y de las siguientes escalas: Cuestionario de Orientación a la Vida (OLQ-13) como instrumento de medición del SOC, la Escala del Estrés Percibido, la Escala de Molestias Físicas y Psíquicas declaradas por el estudiante, y la Autovaloración del Estado de salud y del Cuidado de la salud. Todas estas escalas miden constructos que están relacionadas con el sentido de coherencia interna<sup>5,9,10</sup>.

**Cuestionario de Orientación a la Vida (OLQ-13) o Escala del SOC.** Mide el sentido de coherencia interna, constructo relacionado con el afrontamiento de situaciones traumáticas y que se ha empleado como predictor de medidas de salud percibida y objetiva. Proporciona la habilidad para elegir las diferentes estrategias para resolver problemas o para afrontar eventos de la vida. No se puede considerar como una estrategia de afrontamiento ni como un rasgo de la personalidad, sino como una orientación a la vida<sup>4</sup>. Ha sido traducido a

33 idiomas y se ha utilizado en al menos 33 países, lo cual indica su aplicabilidad en distintas culturas. La versión de 29 ítems fue traducida y validada en una muestra española de 161 alumnos de una escuela de adultos por Moreno y col<sup>18</sup>, mostrando una fiabilidad adecuada ( $\alpha$  de Cronbach = 0,83). Posteriormente, Virués-Ortega y col<sup>17</sup> validaron la escala de 13 ítems para la población anciana de más de 70 años, obteniendo una fiabilidad similar ( $\alpha$  de Cronbach = 0,80).

De los 13 ítems, los números 1, 2, 3, 7 y 10 contienen un sentido negativo, haciendo necesaria la inversión de sus valores para el análisis estadístico. Se calculó la significatividad como la suma de los ítems 1, 4, 7 y 12; la manejabilidad como la suma de los ítems 3, 5, 10 y 13; y la comprensibilidad como la suma de 2, 6, 8, 9, y 11. La puntuación total de la escala SOC osciló entre 13 y 91.

**Escala del Estrés Percibido (EEP).** Fue definida por Cohen y col<sup>19</sup> en 1983 y estima el grado en que las situaciones de la vida son valoradas como estresantes por las personas. Mide el grado con el que, durante el último mes, las personas sienten que ejercen control sobre las situaciones impredecibles o inesperadas o, por el contrario, las sienten como incontrolables y experimentan un estrés que se traduce en malestar. La versión original consta de 14 ítems y la puntuación obtenida oscila entre 5 y 20: a una mayor puntuación le corresponde un mayor nivel de estrés percibido. En 2006 fue adaptada al castellano por Remor. En la presente investigación se utilizó la versión reducida de 4 ítems que sigue manteniendo un alto grado de fiabilidad y validez<sup>20</sup>.

**Índice de Malestar.** Diseñado *ad hoc* para evaluar las molestias físicas y psicológicas sufridas por el estudiante a lo largo del último año. Está compuesto por 17 ítems que interrogan por un lado la presencia de molestias físicas (temblor en las manos, taquicardias...), y por otro, la presencia de molestias psíquicas (miedo, ansiedad...). Se pueden obtener valores entre 17 y 68.

**Cuidado y Estado de la Salud.** Se interrogó a los alumnos por el cuidado de la salud a través de la pregunta ¿En qué medida cuidas tu salud? pudiendo responder entre nada, poco, bastante y mucho. Además, se recogió la autopercepción que tenían de su estado de salud a través de la cuestión ¿Cómo estimas tu estado de salud?, con opciones de respuestas posibles malo, regular, bueno y excelente.

**Análisis estadístico.** Se estudiaron las propiedades métricas de la escala SOC. Para ello se realizó un análisis de los campos que se detallan a continuación, indicando el criterio de adecuación según la literatura específica.

**Calidad de los datos y viabilidad.** Se cuantificó el porcentaje de datos computables y ausentes por ítem (criterio de validez: <10%)<sup>21</sup> y la diferencia entre media y mediana (criterio propuesto: inferior al 10% de la puntuación máxima)<sup>17</sup>. Se estudiaron los llamados “efecto suelo” y “efecto techo” (criterio de validez: <20%)<sup>21</sup>, así como la capacidad discriminativa de las preguntas y su distribución. El “efecto suelo” es el fenómeno que se produce al agruparse un porcentaje de las respuestas a determinada pregunta en la parte inferior de la escala. El “efecto techo” se refiere al mismo fenómeno con los valores altos de la escala. Ambas situaciones restan capacidad discriminativa a la pregunta<sup>22</sup>.

**Asunciones escalares.** Se calcularon las medias y desviaciones estándar de cada ítem y dominio, así como las correlaciones ítem-total corregidas (criterio: >0,30 y <0,70)<sup>21</sup>.

Para comparar la medición del SOC basal y la del seguimiento a los tres años, la correlación test-retest se calculó a través del Coeficiente de Correlación Intraclase (ICC). El ICC permite analizar el grado de relación existente entre diferentes evaluaciones del mismo tipo o clase, realizadas sobre el mismo conjunto de objetos. Se espera que la correlación sea moderada, indicando un incremento en el SOC (entre 0,30 y 0,70)<sup>21</sup>.

**Consistencia interna.** Para el análisis de la consistencia interna se calcularon el  $\alpha$  de Cronbach para las puntuaciones de los dominios y las puntuaciones totales (criterio:  $\alpha \geq 0,70$ )<sup>22</sup>, y la fiabilidad de la dos mitades (equivalentes entre sí) de Guttman o ecuación de Flanagan-Rulon, calculado mediante la suma de los ítems 1 a 7 con la suma de los ítems 8-13 (criterio:  $\geq 0,70$ )<sup>22</sup>.

**Validez de criterio concomitante.** Se estimó la validez de criterio convergente para la Escala del estrés percibido y para la Escala de molestias físicas y psicológicas, asumiendo que debería existir una asociación moderada entre ellas ( $\rho$  de Spearman = 0,30 – 0,70)<sup>21</sup>. Además, se interrogó a los alumnos por la autopercepción de la salud y por el cuidado de la salud, comparándose el nivel SOC entre los que cuidaban y los que no cuidaban su salud, y entre los que consideraban su estado de salud bueno o malo, a través de la prueba U de Mann-Whitney.

**Validez clínica.** Se estimó la validez clínica predictiva por criterios estadísticos considerando enfermos a los estudiantes que se encontraban en el último cuartil del Índice de malestar. Con estos sujetos se determinaron los valores de sensibilidad y especificidad para cada punto de corte. Se calculó el área bajo la curva ROC y el Índice de Youden, definido como la mayor diferencia entre la sensibilidad y 1-especificidad.

**Estructura factorial.** Se realizó un análisis factorial exploratorio de componentes principales. Se identificaron la estructura factorial (seleccionando aquellos factores con autovalores superiores a 1), el porcentaje de varianza explicada, y los ítems con saturaciones superiores a 0,40 en los distintos factores. Dado que el binomio que constituyen el alfa de Cronbach y el análisis factorial exploratorio es del todo insuficiente para garantizar la validez y la fiabilidad de un cuestionario<sup>23</sup>, se realizó un análisis factorial confirmatorio del modelo resultante del análisis factorial exploratorio. Se obtuvieron los índices de bondad de ajuste  $\chi^2$  de Satorra-Bentler, el

RMSEA (criterio: menor de 0,05)<sup>23</sup>, el intervalo de confianza del RMSEA (criterio: menor de 0,05)<sup>23</sup> y el CFI (criterio:  $>0,95$ )<sup>23</sup>, además de confeccionarse el diagrama de estructura factorial.

Los programas informáticos utilizados fueron el SPSS v. 19, y para el análisis factorial confirmatorio el AMOS v. 7.

## RESULTADOS

De los 508 estudiantes, el 33,5% fueron varones y el 65,9%, mujeres repartidos por igual (un tercio cada una) entre carreras de ciencias médicas, de ciencias puras y carreras de letras.

Los estudiantes tardaron entre 5 y 11 minutos en contestar al cuestionario. El porcentaje de datos computables obtuvo una media del 99%, con un intervalo de datos ausentes por ítem entre 0,2% y 1,8% (Tabla 1). El intervalo de puntuaciones observadas de los ítems coincidió con el intervalo posible de niveles de repuesta de la escala. Tanto las distancias entre media y mediana como el porcentaje atribuido a esas distancias de todos los ítems fueron inferiores a los límites establecidos. El efecto suelo (0,2 – 9,3%) no está presente en ningún ítem, y el efecto techo puede observarse en los ítems 13, 1, 10, 12, 4 y 3 (44,9 – 22%) con un mayor peso en el sexo femenino que en el masculino (efectos entre el 48, 1% y el 21,2% para las mujeres y entre el 43,3% y el 22,2% para los varones).

Se observó homogeneidad en las medias y desviaciones estándar de todos los ítems (intervalos entre 4 y 5,8 para las medias y de 1,3 y 1,8 para las desviaciones estándar). Además, las correlaciones ítem-total corregidas se encontraron dentro del intervalo de calidad propuesto (Tabla 2). Por sexo, se observan diferencias significativas en las puntuaciones para los ítems 1, 2, 3 y 10, y para el constructo significatividad. No se encontraron diferencias significativas en las puntuaciones por tipo de estudio (carreras de letras, carreras de ciencias y carreras de ciencias de la salud).

La puntuación total de la escala SOC fue de 65,5 (dt=11) con valores similares

**Tabla 1.** Calidad de los datos, viabilidad y asunciones escalares de la Escala de Orientación a la Vida de Antonovsky (OLQ-13) en los estudiantes de primer curso de la Universidad de Navarra

	PDC	Media			EEM	Me	X-Me	% X-Me	r <sub>11</sub>	Efecto suelo	Efecto techo
		Total media(dt)	Varón media(dt)	Mujer media(dt)							
Ítem 1**	99,8	5,8 (1,4)	5,4 (1,4)	5,9 (1,3)	,06	6	-0,22	3,74	,452	0,8	41,7
Ítem 2**	99,8	4,3 (1,4)	4,7 (1,2)	4,1 (1,3)	,06	4	0,31	5,24	,541	2,6	2,8
Ítem 3*	99,6	5,0 (1,7)	5,3 (1,5)	4,8 (1,7)	,08	5	-0,02	0,30	,531	2,8	22
Ítem 4	99,8	5,5 (1,3)	5,4 (1,4)	5,6 (1,2)	,57	6	-0,46	7,63	,584	0,6	26
Ítem 5	99,8	4,6 (1,7)	4,6 (1,7)	4,6 (1,7)	,08	5	-0,37	6,25	,549	3,3	15,9
Ítem 6	99,8	4,3 (1,8)	4,5 (1,8)	4,2 (1,7)	,08	4	0,34	5,74	,613	6,3	12,8
Ítem 7	99,8	5,2 (1,3)	5,1 (1,4)	5,2 (1,2)	,58	5	0,19	3,22	,362	0,6	17,9
Ítem 8	99,8	4,0 (1,8)	3,9 (1,8)	4,0 (1,7)	,08	4	-0,01	0,17	,656	9,3	8,3
Ítem 9	99,6	4,7 (1,8)	4,7 (1,8)	4,7 (1,8)	,08	5	-0,30	5,04	,593	4,9	17,1
Ítem 10*	99,6	5,5 (1,4)	5,7 (1,4)	5,4 (1,5)	,07	6	-0,48	8,02	,525	1,6	27,2
Ítem 11	99	5,1 (1,3)	5,1(1,3)	5,1 (1,3)	,60	5	0,10	1,66	,529	2	12,8
Ítem 12	99,6	5,6 (1,3)	5,6 (1,3)	5,6 (1,3)	,06	6	-0,36	6,01	,586	0,2	27
Ítem 13	99,6	5,8 (1,5)	5,7 (1,6)	5,8 (1,5)	,07	6	-0,23	3,81	,612	1,2	44,9
MNJ	99,2	20,9 (4,2)	21,3 (1,2)	20,7 (4,3)	,19	21	-0,12	0,44	,827		
CMP	98,8	22,4 (5,4)	22,8 (1,2)	22,3 (5,6)	,24	23	-0,55	1,58	,873		
SGN*	99,6	22,1 (3,7)	21,5 (1,2)	22,4 (3,5)	,16	23	-0,87	3,11	499		
SOC total	98,2	65,5 (11)	65,7 (11,2)	65,3 (11,4)	,50	66	-0,5	0,62	,709		

MNJ: Manejabilidad; CMP: Comprensibilidad; SGN: Significatividad; PCD: Porcentaje computable de datos; EEM: Error estándar de la media; Me: Mediana; X: Media; % X-Me: % de las puntuaciones atribuibles a las diferencias entre media y mediana; r<sub>11</sub>: Correlación ítem-total corregidas; \*: Prueba U de Mann-Whitney significativa por sexo. P<0,05; \*\*: Prueba U de Mann-Whitney significativa por sexo. P<0,001.

**Tabla 2.** Análisis de la validez de criterio convergente de la Escala del SOC de Antonovsky (OLQ-13) con la Escala de Estrés Percibido, con el Índice de malestar, y con las preguntas de Cuidado de la salud y con la Auto percepción del Estado de Salud

	EEP*			ÍNDICE DE MALESTAR*			CUIDADO DE LA SALUD		AUTOPERCEPCION DE LA SALUD	
	Total	Varón	Mujer	Total	Varón	Mujer	Bastante o mucho Media (dt)	Poco o nada Media (dt)	Excelente o buena Media (dt)	Regular o mala Media (dt)
MNJ	-,495	-,439	-,520	-,393	-,336	-,425	21,3 (4,2)	20,2 (4,1) <sup>§</sup>	21,2 (4)	19,3 (4,7) <sup>§§</sup>
CMP	-,568	-,462	-,616	-,437	-,393	-,489	23,1 (5,6)	21,4 (5,1) <sup>§§</sup>	22,8 (5,14)	21 (5,3) <sup>§</sup>
SGN	-,384	-,369	-,412	-,135		-,238	22,8 (3,4)	21,1 (3,7) <sup>§§</sup>	22,3 (3,6)	21,3 (3,8) <sup>§</sup>
SOC Total	-,599	-,528	-,634	-,414	-,342	-,485	67,5 (11,2)	62,8 (10,3) <sup>§§</sup>	66,45 (10,7)	61,6 (11,4) <sup>§§</sup>

MNJ. Manejabilidad. CMP: Comprensibilidad. SGN: Significatividad; \* Correlaciones Rho Spearman. Sólo se muestran resultados con correlaciones estadísticamente significativas; § Nivel de significación <0,05. U Mann Whitney; §§ Nivel de significación <0 001. U Mann Whitney.

para varones y mujeres. Tras la repetición de la encuesta a los 3 años, se obtuvo una submuestra de 230 alumnos, lo que supone el 42,2% de la muestra total (el 27,8% fueron varones y el 71,3%, mujeres). La puntuación del SOC fue de 65,75 (dt=12,8), 64,45 (dt=12,3) en los varones y 66,16 (dt=13,2) en las mujeres. El ICC fue de 0,611 (IC 95%= 0,406-0,757).

El  $\alpha$  de Cronbach proporcionó un valor total para la escala de 0,814 (IC 95%= 0,789 – 0,837), y para la significatividad, manejabilidad y comprensibilidad de 0,619, 0,563 y 0,697 respectivamente. La fiabilidad de las dos mitades de Guttman fue 0,786. En ambas medidas de fiabilidad, los valores obtenidos en las mujeres fueron superiores al de los varones.

El estudio de la validez concurrente de la escala SOC con la Escala del Estrés Percibido y el Índice de malestar, presentó correlaciones significativas cuya magnitud fue de -0,599 y -0,414 respectivamente (Tabla 2). Es decir, a mayor SOC menor nivel

de estrés percibido y menor sintomatología de malestar percibida. Por sexo, las mujeres correlacionaron mejor que los varones para ambas escalas (-0,643 y -0,485 para el EEP y el índice de malestar, frente a -0,528 y -0,342). Dentro del Índice de malestar y para ambos sexos, el índice de molestias psicológicas correlaciona mejor con el OLQ-13 que el índice de molestias somáticas (-0,502 y -0,300 respectivamente).

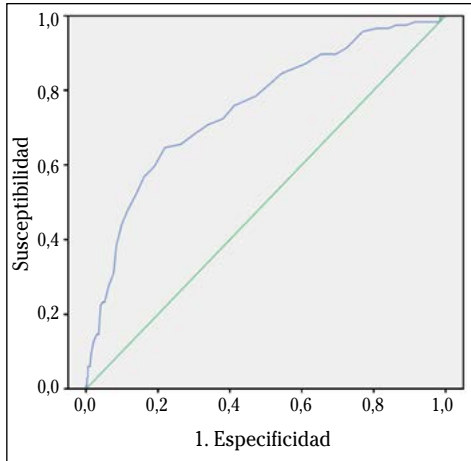
Como se esperaba, la relación de la escala SOC con el cuidado de la salud y con la autopercepción de la salud muestra relaciones muy significativas, obteniendo una diferencia de más de 5 puntos en el SOC total entre los individuos que declaran que cuidan su salud y los que no, y los que tienen una autopercepción de la salud buena de los que la tienen mala (U de Mann Whitney,  $p < 0,001$ ) (Tabla 3).

El cálculo estadístico de la validez clínica a través de los 116 casos (13 varones y 99 mujeres) diagnosticados como enfermos en el Índice de malestar (aquellos ubi-

**Tabla 3.** Matriz del patrón rotado (rotación Equamax) para los tres factores del cuestionario de orientación a la vida (OLQ-13) de Antonovsky. Para la asignación del ítem al factor se han seleccionado correlaciones superiores a 0,4

	Factores		
	1	2	3
No le importa lo que pasa a su alrededor	,032	,612	,278
Personas que creía conocer bien le han sorprendido	,121	,101	,880
Personas en quien confiaba le han defraudado	,129	,074	,880
La vida ha tenido mucho sentido	,451	,573	-,003
Está siendo tratado injustamente	,438	,184	,293
Ante una situación difícil no sabe cómo reaccionar	,572	,219	,183
El quehacer diario le proporciona alegría	-,056	,721	-,009
Sus sentimientos y pensamientos son confusos	,738	,102	,181
Tiene sentimientos que preferiría no tener	,699	-,071	,281
Tiene la sensación de que es un perdedor	,276	,424	,135
Ha dado la importancia justa a las cosas	,582	,257	-,013
Sus acciones no tienen sentido	,392	,560	,090
No tiene control sobre su vida	,536	,382	,138

cados en el cuarto cuartil) produjo un área bajo la curva de 0,753 (IC 95% = 0,7 – 0,805), y en el punto de corte de 61,5 puntos en la escala SOC total, la sensibilidad fue del 64,7% y la especificidad del 22% (Fig. 1).



**Figura 1.** Evaluación de la validez clínica o predictiva a través de la Curva ROC. El eje de abscisas aporta los falsos positivos y el de ordenadas, la proporción de verdaderos positivos.

El análisis factorial exploratorio proporcionó 3 factores que cumplían el requisito de tener un autovalor mayor que 1, explicando el 50,73% de la varianza total. El estadístico de Kaiser-Meyer-Olkin fue superior a 0,5 (KMO = 0,841) y la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa ( $\chi^2=149,58$ ;  $p<0,001$ ), por lo que los datos de que se disponía eran adecuados para realizar el citado análisis. El factor uno explicaba el 31,54% de la varianza total, el factor dos el 10,86%, y el factor número tres el 8,31%. Tras la solución rotada equamax (Tabla 3) se puede asumir una estructura de tres factores de la escala SOC. El primer factor englobaría los ítems 5, 6, 8, 9, 11 y 13, y se asemejaría al constructo comprensibilidad de Antonovsky, aunque ampliado con los ítems 5 y 13 y eliminando el 2. El segundo factor estaría compuesto por los ítems 1, 4, 7, 10, y 12 y sería similar a la significatividad original, aunque ampliado con el ítem 10. Y el factor 3 podría explicarse

por los ítems 2 y 3, y no se asemejaría con ningún constructo original, pudiendo considerarse residual.

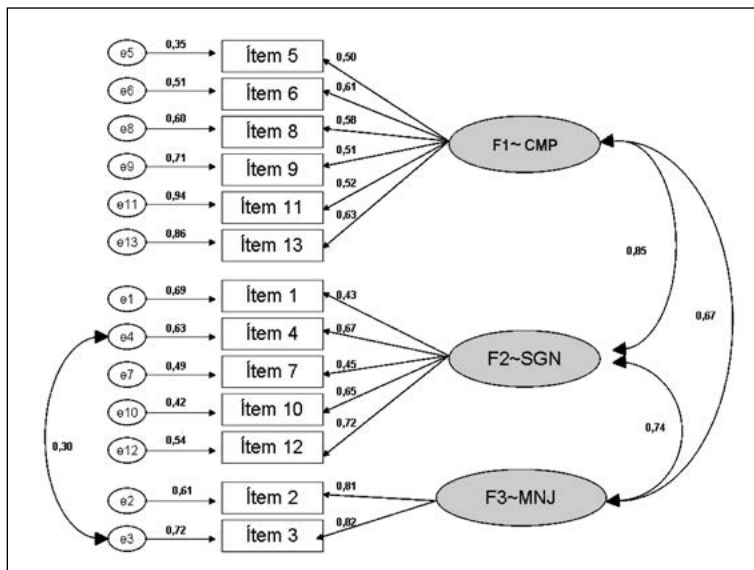
Para la confirmación del análisis de componentes principales se realizó un modelo de ecuaciones estructurales con el programa AMOS v.7. Los indicadores de ajuste del modelo refuerzan la idea de una estructura de tres factores, aunque no se correspondan con los originales del autor. Los estadísticos obtenidos tras el ajuste demuestran una  $\chi^2$  de Bondad del ajuste (Satorra-Bentler) de 86,91 con 50 grados de libertad, aunque no hay que olvidar que este estadístico se deja influir por el tamaño muestral, que en este caso es grande; el error cuadrático medio de aproximación obtenido (RMSEA) es de 0,039 quedando prácticamente por debajo del límite 0,05, lo que indica un ajuste más que aceptable. Además el Índice de ajuste comparativo (CFI, Bentler, 1990) ha sido de 0,973, valor superior al 0,95 mínimo que objetiva un buen ajuste. Con respecto a los pesos de los factores, los de primer orden son pesos que indican correlaciones medio-elevadas de 0,67, 0,74 y 0,85, y los pesos estandarizados de cada ítem con los factores superan el 0,4 en todos los ítems (Fig. 2).

## DISCUSIÓN

Se observa una adecuada aceptabilidad de los datos recogidos, con un elevado índice de respuesta, unos valores observados dentro de los límites establecidos y unas correlaciones ítem-total corregidas moderadas para todos los ítems. Dado que el formato de respuesta de los ítems de la escala SOC (Likert de 1 a 7) define a la variable como ordinal, la forma de la distribución es claramente asimétrica, lo que obliga a la aplicación de pruebas no paramétricas y la obtención de resultados menos robustos.

El elevado efecto techo es superior en el sexo femenino y se encuentra en ítems en los que se pregunta por sensaciones o percepciones personales relacionadas con la esfera emocional de la persona. En estudios previos no se ha encontrado un efecto techo tan elevado<sup>17</sup>. Dicho efecto repercute sobre la capacidad discriminativa de las





**Figura 2.** Modelo de ecuaciones estructurales ajustado de la Escala de Sentido de Coherencia de Antonovsky (OLQ-13). Todos los parámetros son estadísticamente significativos. ( $\chi^2=86,91$ ,  $DF=50$ ;  $RMSEA=0,039$ ,  $IC=0,024-0,052$ ;  $CFI=0,973$ )

preguntas porque disminuye la sensibilidad al cambio, pero no invalida los resultados.

Como corroboran investigaciones previas<sup>11</sup> los varones puntúan ligeramente más que las mujeres para la escala SOC total, la manejabilidad y la comprensibilidad, obteniéndose significación estadística por sexo para la significatividad y los ítems 1, 2, 3 y 10. No se han encontrado diferencias significativas por tipo de estudios cursados (carreras de letras o ciencias). Aunque algunos autores<sup>24</sup> han clasificado la puntuación del SOC total en bajo, moderado o alto, esta taxonomía no se ha empleado ya que Antonovsky nunca expresó el nivel "normal" de SOC y recomendó no dividirlo.

La estabilidad temporal del SOC se ha discutido. Aunque Antonovsky defendía que el SOC se desarrollaba durante las primeras décadas de la vida permaneciendo estable para el resto del curso vital, investigaciones longitudinales posteriores<sup>25,26</sup> han mostrado cambios del SOC a lo largo de toda la vida. Nuestro estudio presenta

una correlación positiva entre la edad y la escala SOC total, ya que tres años después de haber realizado la primera determinación de la escala SOC, se ha cuantificado un aumento de 0,32 puntos. Sin embargo, analizando por sexo este aumento no resulta claro ya que se ha observado un incremento en las mujeres y un decremento en los varones.

Con respecto a la muestra necesaria para realizar un análisis de la fiabilidad de calidad, la literatura aconseja incluir de 5 a 20 individuos por ítem. En el presente artículo se ha obtenido un ratio muy superior, de 39. Así, el coeficiente Cronbach de la escala SOC obtenido fue superior a 0,8 lo que indica una elevada consistencia interna, siendo el resultado similar al obtenido en estudios previos<sup>17,27,28</sup>. Desglosando la fiabilidad por dominios (comprensibilidad, manejabilidad y significatividad), se obtuvieron valores moderadamente bajos ( $\alpha$  de Cronbach= 0,563 – 0,697). Se concluye que la escala SOC debería utilizarse como una medida global más que como la suma de los tres dominios separados. De hecho, An-

tonovsky propuso que analizar las puntuaciones de los dominios era inadmisibles ya que los tres factores constituyen la orientación global mientras que, separadamente, cada factor no tiene sentido por sí solo<sup>5</sup>.

La correlación de la escala SOC para con la EEP y el Índice de Malestar se encontró dentro del rango 0,3 – 0,7 y presentaron la dirección planteada en el plano teórico por el constructo<sup>11</sup>: a más puntuación en la escala SOC menor nivel de estrés percibido y menor cantidad de malestar. Además, correlaciones excesivamente elevadas harían pensar que ambas escalas están midiendo exactamente el mismo constructo<sup>29</sup>. Esta plausibilidad teórica se justifica porque el SOC refleja la capacidad que tienen las personas para mantener su bienestar a pesar del estrés o el malestar. El SOC correlaciona mejor con el EEP que con el índice de malestar, pudiendo explicarse tal vez por la robustez del instrumento EEP. Los resultados obtenidos en la relación de la escala SOC con el cuidado de la salud y con la autopercepción de la salud, concuerda con estudios previos<sup>10,11</sup>: a mayor puntuación SOC, más cuidado de la salud. Esto implicaría que aplicar medidas de promoción y fomento de la salud, como por ejemplo el “modelo de acción basado en los activos para la salud” (*assets*), repercutiría en un aumento del cuidado de la salud y en la adquisición o refuerzo de estilos de vida saludables.

La curva ROC demuestra que la escala SOC discrimina el 75,3% de los alumnos con elevado grado de malestar de los que no lo tienen; valor que sin ser elevado, se considera útil en instrumentos de la esfera psicosocial. Además, los índices de especificidad y de sensibilidad obtenidos son bajos, por lo que nos obliga a clasificarla como prueba poco precisa, no recomendando su uso como prueba de screening. Aunque sí es cierto que algunos autores<sup>24</sup> animan a utilizar la escala SOC como medio de clasificación de personas en riesgo de desarrollar un SOC bajo, no está claro el punto de corte de escala SOC que “protege” a esas personas de la aparición de malestar, y Antonovsky no especificó ningún nivel “normal” de SOC. Además, habría que

cuantificar el efecto negativo que tiene el estigmatizar a la persona como “enferma de nivel bajo de SOC”, encajonándola en un grupo definido, y poniéndole una etiqueta según una puntuación.

El análisis factorial de componentes principales muestra criterios de calidad adecuados para su aplicación<sup>30</sup>. Así, muestra una explicación del 50,73% de la varianza total a través de tres factores principales, mostrando que cada conjunto de preguntas de cada uno de los tres factores midió internamente un mismo concepto. Cabe resaltar las elevadas correlaciones de los ítems-factor, casi todas superiores a 0,5, lo que indica un peso sólido tras la solución rotada. Una aportación importante de la presente investigación es la confirmación de que, la estructura de la escala constata que el SOC es un constructo multidimensional; lo que contrasta con la teoría de Antonovsky que lo considera unidimensional<sup>4,5</sup>.

Los índices de bondad del ajuste se encuentran dentro de los límites establecidos, lo que significa que el modelo de medición del cuestionario y la estructura de covarianzas de las respuestas tiene un ajuste razonable. Así, aunque en la literatura disponible<sup>17,27,28</sup> no se describen resultados robustos de la estructura factorial, se confirma el buen ajuste de tres factores de la escala SOC. Señalar que el modelo obtiene un error de covarianzas entre la manejabilidad y la significatividad, entre los ítems 3 (“¿Te ha sucedido que personas en las que confiabas te han decepcionado?”) y 4 (“Hasta ahora mi vida ha tenido sentido”), indicando que estos ítems comparten una varianza común que los propios factores originales no explican y que estaría relacionada con un sentimiento de decepción hacia el comportamiento de personas cercanas, y con el grado de sentido de la vida. Esto podría explicarse por la importancia que el estudiante da al apoyo social como mecanismo de relación personal, sumado al peso psicológico que tiene el sentido de la vida y que todavía no está definido en la “madurez emergente”.

Una limitación de esta investigación es el cuestionario como método de recogida

de datos, ya que deberían contemplarse posibles sesgos de respuesta como son la aquiescencia, la deseabilidad social, o el sesgo del recuerdo. Además, la muestra utilizada ha sido de estudiantes universitarios, grupo de características concretas, por lo que serían necesarias posteriores investigaciones para confirmar y generalizar los resultados de validación e inferirlos a la población general.

Existe controversia en el tipo de rotación utilizada para el análisis factorial. Aquí se ha elegido Equamax, rotación ortogonal que no contempla correlación entre los factores. Podría puntualizarse que, dentro de la esfera psico-social del comportamiento humano a la que pertenece esta escala, es difícil que los factores obtenidos no tengan un cierto grado de correlación y que funcionen como constructos aislados entre sí; por lo que finalmente se ha optado por elegir la solución que más estabilidad ha aportado al modelo.

Otra puntualización a considerar para la validación de cuestionarios que miden percepciones de los individuos relacionados con la salud es el estudio de la "sensibilidad al cambio" y de la "diferencia mínimamente importante". Sin embargo, no se han calculado porque para la correcta verificación del cambio es necesario realizar la medición en dos o más momentos del seguimiento<sup>30</sup>.

En resumen, nos encontramos con un instrumento que presenta unos resultados psicométricos aceptables, con unos índices de respuesta adecuados, que cuenta con una buena consistencia interna, con una validez predictiva y concurrente aceptable, y cuyo análisis factorial confirmatorio demuestra ser convergente con Antonovsky.

Como conclusión y siguiendo las directrices de la Organización Mundial de la Salud que pone énfasis en llevar a cabo investigaciones basadas en instrumentos validados y estandarizados para medir el nivel de salud, permite proponer a la Escala de Orientación a la Vida (OLQ-13) como una herramienta de referencia y de fácil aplicación para diseñar e implementar intervenciones promotoras de salud.

## BIBLIOGRAFÍA

1. ANTONOVSKY A. The salutogenic model as a theory to guide health promotion. *Health Promot Int* 1996; 11: 11-18.
2. LINDSTRÖM B, ERIKSSON M. Contextualizing salutogenesis and Antoniovsky in public health development. *Health Promot Int* 2006; 21: 238-244.
3. ERIKSSON M, LINDSTRÖM B. A salutogenic interpretation of the Ottawa Charter. *Health Promot Int* 2008; 23, 190-199.
4. ANTONOVSKY A. *Unraveling the mystery of Health. How people manage stress and stay well.* San Francisco: Josey-Bass, 1987.
5. ANTONOVSKY, A. The structure and properties of the sense of coherence scale. *Soc Sci Med* 1993; 36: 725-733.
6. OLSSON M, GASSNE J, HANSSON K. Do different scales measure the same construct? Three sense of coherence scales. *J Epidemiol Community Health* 2009; 63: 166-167.
7. SPEIRS KE, HAYERS JT, MUSAAD S, VANBRACKLE A, SIGMAN-GRANT M. Is family sense of coherence a protective factor against the obesogenic environment? *Appetite* 2016; 99: 268-276.
8. ANMYR L, OLSSON M, FRELID A, LARSSON K. Sense of coherence, social networks, and mental health among children with a cochlear implant. *Int J Pediatr Otorhinolaryngol* 2015; 79: 610-615.
9. ERIKSSON M, LINDSTRÖM B. Validity of Antoniovsky's Sense of Coherence Scale: a systematic review. *J Epidemiol Community Health* 2005; 59: 460-466.
10. ERIKSSON M, LINDSTRÖM B. Antonovsky's Sense of Coherence Scale and its relation with quality of life: a systematic review. *J Epidemiol Community Health* 2007; 61: 689-664.
11. ERIKSSON M, LINDSTRÖM B. Antonovsky's Sense of Coherence Scale and the relation with health: a systematic review. *J Epidemiol Community Health* 2006; 60: 376-381.
12. NILSEN V, BAKKE PS, ROHDE G, GALLEFOSS F. Is sense of coherence a predictor of lifestyle changes in subjects at risk for type 2 diabetes? *Public Health* 2015; 129: 155-161.
13. KULIK L, KRONFELD M. Adjustment to breast cancer: the contribution of resources and causal attributions regarding the illness. *Soc Work Health Care* 2005; 41: 37-57.
14. LUO J, AGLY J, HENDRUX M, GASSMAN R, LOHRMANN D. Risk patterns among college youth: identification and implications for prevention and treatment. *Health Promot Pract* 2015; 16: 132-141.

15. DAVISON OB, FELDMAN DB, MARGALIT M. A focused intervention for 1st-Year college students: promoting hope, sense of coherence, and self-Efficacy. *J Psychol* 2012; 146: 333-352.
16. SILVESTRE-BUSTO C, TORIJANO-CASALENGUA ML, OLIVERA-CAÑADAS G, ASTIER-PEÑA MP, MADERUELO-FERNÁNDEZ JA, RUBIO-AGUADO EA. Adaptación de la herramienta del cuestionario Medical Office Survey on Patient Safety Culture (MOSPSC). *Rev Calid Asist* 2015; 30: 24-30.
17. VIRUÉS-ORTEGA J, MARTÍNEZ-MARTÍN P, DEL BARRIO JL, LOZANO LM. Validación transcultural de la Escala del Sentido de Coherencia (OLQ-13) de Antonovsky en ancianos mayores de 70 años. *Med Clin* 2007; 128: 486-492.
18. MORENO B, ALONSO M, ÁLVAREZ E. Sentido de coherencia, personalidad resistente, autoestima y salud. *Int J Clin Health Psychol* 1997; 9: 115-135.
19. COHEN S, KAMARCK T, MERMELSTEIN R. A global measure of perceived stress. *J Health Soc Behav* 1983; 24: 386-396.
20. PEDRERO PÉREZ EJ, OLIVAR ARROYO A. Estrés percibido en adictos a sustancias en tratamiento mediante la escala de Cohen: propiedades psicométricas y resultados de su aplicación. *An Psicol-Spain* 2010; 26: 302-309.
21. VAN DER LINDEN FA, KRAGT JJ, KLEIN M, VAN DER PLOEG HM, POLMAN CH, UITDEHAAG BM. Psychometric evaluation of the multiple sclerosis impact scale (MSIS-29) for proxy use. *J Neurol Neurosurg Psychiatry* 2005; 76: 1677-1681.
22. SMITH SC, LAMPING DL, BANARJEE S, HARWOOD R, FOLEY B, SMITH P et al. Measurement of health-related quality of life for people with dementia: development of a new instrument (DEMQOL) and evaluation of current methodology. *Health Technol Assess* 2005; 9: 15-19.
23. BATISTA-FOGUET JM, COENDERS G, ALONSO J. Análisis factorial confirmatorio. Su utilidad en La validación de cuestionarios relacionados con la salud. *Med Clin* 2004; 122 (Supl 1): 21-27.
24. KUUPPELOMÄKI M, UTRIAINEN P. A 3 year follow-up study of health care students' sense of coherence and related smoking, drinking and physical exercise factors. *Int J Nurs Stud* 2003; 40: 383-388.
25. NILSSON B, HOLMGREN L, STEGMAYR B, WESTMAN G. Sense of coherence, stability over time and relation to health, disease and psychological changes in a general population: a longitudinal study. *Scand J Public Health* 2003; 31: 297-304.
26. WÜTZ ET, FONAGER K, MORTENSEN JT. Association between sense of coherence in adolescence and social benefits later in life: a 12-year follow-up study. *BMJ open* 2015; 5: e006489.
27. DING Y, BAO LP, XU H, HU Y, HALLBERG IR. Psychometric properties of the Chinese version of Sense of Coherence Scale in women with cervical cancer. *Psychooncology* 2012; 21: 1205-1215.
28. FELT T, LINTULA H, SUOMINEN S, KOSKENVUO M, VANTERA J, KIVIMÄKI M. Structural validity and temporal stability of the 13-item sense of coherence scale: prospective evidence from the population-based HsSSup study. *Qual Life Res* 2006; 16, 483-493.
29. PÉREZ-CIORDIA I, GUILLÉN-GRIMA F, BRUGOS A, AGUINAGA I. Validación de un cuestionario de mejora de la satisfacción laboral (CMSL) en profesionales de atención primaria. *An Sist Sanit Navar* 2012; 35: 413-423.
30. LLORET-SEGURA, S, FERRERES-TRAYER, A, HERNÁNDEZ-BAEZA, A, Tomás-Marco, I. El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *An Psicol-Spain* 2014; 30: 1151-1169.