

Comparación de dos formas de una escala de sentido de coherencia

Héctor Velázquez Jurado, Verónica Cárdenas Rivera,
Alejandra Chávez Franco, Vanessa Oliva Montes de Oca,
Paola Hernández Salazar y Marco Antonio Pulido Rull

Resumen

El objetivo del presente estudio consistió en validar y confiabilizar el instrumento de sentido de coherencia en sus dos versiones (29 y 13 reactivos) y comparar dos formatos de él: una primera versión cuya traducción fue literal y una segunda, adaptada a los términos lingüísticos y culturales de la población. Para lograrlo, se aplicó el cuestionario de sentido de coherencia creado por Antonovsky (1985) a 205 estudiantes de licen-

Abstract

The purpose of the present study was to validate and assess the reliability of the sense of coherence sc-29 and sc-13 created by Antonovsky and to compare two formats of this test: a first version translated literally and a second one adapted to linguistic and cultural terms of the population. To accomplish this, the sc was applied to 205 college students from one public and one private university, in its last version (translated and

HÉCTOR VELÁZQUEZ JURADO, VERÓNICA CÁRDENAS RIVERA, ALEJANDRA CHÁVEZ FRANCO, VANESSA OLIVA MONTES DE OCA, PAOLA HERNÁNDEZ SALAZAR Y MARCO ANTONIO PULIDO RULL. Laboratorio de Condicionamiento Operante, Universidad Intercontinental [velazquezjurado@gmail.com].

Revista Intercontinental de Psicología y Educación, vol. 16, núm. 2, julio-diciembre 2014, pp. 51-70.

Fecha de recepción: 19 de febrero de 2013 | Fecha de aceptación: 31 de marzo de 2014.

ciatura en una universidad pública y una privada, en su versión final, traducido y adaptado a población mexicana. Los resultados del análisis factorial mostraron que el instrumento agrupa cinco componentes, lo cual no coincide con la teoría que propuso Antonovsky (1985); sin embargo, cuenta con validez de contenido, ya que está construido siguiendo el modelo teórico del mismo autor. Además, se observó un alfa de Cronbach de .902. Esto indica que el cuestionario puede aplicarse para medir sentido de coherencia en población mexicana.

PALABRAS CLAVE:

validez, confiabilidad, salutogénesis

adapted to Mexican population). It was showed in the results that the instrument groups 5 components, which is not similar to Antonovsky's theory; however, it has content validity since it is based on his theory. Also, a Cronbach's alpha of .902 was shown. This indicates that the sc can be applied to measure the sense of coherence in Mexican population.

KEYWORDS

validity, reliability, autogenesis

Desde 1960, se dio a conocer la salutogénesis como una oposición al paradigma biomédico; la propuesta principal de esta teoría gira en torno de identificar y promover estrategias para recuperar, mantener u optimizar la salud. Desde entonces, se ha reconocido el valor de dicha teoría y su uso se ha extendido sobre todo en el campo de la investigación acerca de la promoción de la salud, dada la estrecha relación con el estrés y las maneras de afrontarlo (Sumikawa y Yamazaki, 2007).

La salutogénesis sostiene que la habilidad de afrontar situaciones estresantes es inherente a los individuos y, de este modo, el mundo que les rodea cobra sentido. Así, propone el sentido de coherencia como un constructo que predice el éxito en el afrontamiento de estresores en el continuo “enfermedad”-“bienestar” y una posible solución del conflicto (Antonovsky y Sagy, 1986).

El término sentido de coherencia (sc) se define como “una orientación global que expresa el alcance en el que el individuo tiene un sentimiento de confianza dominante, duradero y dinámico, caracterizado por una alta

probabilidad de predecir los entornos internos y externos y de que los eventos se desarrollen tan bien como puede razonablemente ser esperado” (Antonovsky, 1979, 1987; Antonovsky y Sourani, 1988).

El sc tiene tres dimensiones. Por un lado, está la “comprensibilidad”, que corresponde a la parte cognitiva del constructo total. Una persona con un alto nivel de comprensibilidad enfrentaría los estímulos presentados mediante un marco cognitivo con información ordenada, consistente, estructurada y clara. Por otro, se explica la “manejabilidad”; es decir, el elemento instrumental. Se refiere al grado en que los individuos cuentan con los recursos adecuados para hacer frente a las demandas ambientales. Por último, la “significatividad” alude a la parte motivacional del constructo. En éste, las demandas se conciben como retos a los cuales se les debe invertir más tiempo. Si los individuos poseen un alto grado de significatividad, serán capaces de comprometerse con determinadas situaciones empleando mayor tiempo y esfuerzo (Antonovsky, 1987).

De acuerdo con la literatura de investigación, el sc mantiene una estrecha relación con la salud mental del individuo (Antonovsky, 1985; Bergsten Brucefors y Hjelte, 2006; Chumblor, Fortney, Cody *et al.*, 2004; Lange-land, Riise, Hanestad *et al.*, 2006; Ying, Lee y Tsal *et al.*, 2007); por tanto, puede considerarse esencial para entender las consecuencias del estrés sobre la salud (Fiorentino y Pomazal, 1994).

Con respecto a la forma de evaluarlo, existe un instrumento que se compone de 29 reactivos distribuidos en los tres componentes teóricos de la escala: 11 reactivos para comprensibilidad, 10 para manejabilidad y 8 para significatividad. La literatura de investigación advierte que el instrumento puede aplicarse en dos versiones: la descrita de 29 reactivos y una más, de 13. Ambas han demostrado tener buenas propiedades psicométricas y correlacionar altamente entre sí. Una investigación efectuada por Sardu y colaboradores en Italia obtuvo las propiedades psicométricas de la versión de 13 reactivos (sc 13). En ese trabajo, se observó que la escala posee buena consistencia interna ($\alpha = .825$), pero no ocurrió lo mismo con la estructura factorial, pues ésta no guardó congruencia con la teoría (Sardu, Merev, Sotgiv *et al.*, 2012).

Por otra parte, en un estudio hecho en Medio Oriente, el resultado logrado en la consistencia interna de la escala fue de 0.77 (alfa de Cronbach) compuesta por cuatro factores que explicaban 53.49% de la varianza total (Mahammadzadeh, Poursharifi y Alipour, 2010). Se detecta la falta de congruencia con las dimensiones propuestas por Antonovsky. Por último, una investigación sueca efectuó una revisión de diversos trabajos publicados respecto de la escala; la revisión incluía más de cien de varias nacionalidades y halló que la versión de 29 reactivos tiene alfas entre .70 y .95 y, la escala de 13, entre .70 y .92. También, se reportaron correlaciones que iban de .69 a .78 para obtener la confiabilidad test-retest, por lo que se concluyó que el instrumento resulta ser confiable, válido y aplicable en distintas culturas (Eriksson y Lindström, 2005). Para el caso de Latinoamérica, uno de los análisis más destacados se realizó en Brasil. En ese trabajo, se advirtió que el instrumento es confiable, dado que la consistencia interna arrojada fue de 0.71. Cabe mencionar que la escala en su versión brasileña atravesó por múltiples procedimientos de adaptación, como entrevistas, mejoras en la redacción de los reactivos y modificación de las opciones de respuesta (Bonatato, Barbarela, Tibães *et al.*, 2009). Lo anterior, pone de manifiesto la trascendencia de contar con adaptaciones culturalmente apropiadas.

No existen investigaciones aplicadas en población mexicana en ninguna de las dos versiones; la única disponible en español se desarrolló en Colombia. En los diferentes estudios, la escala de sentido de coherencia tiene altas correlaciones inversas con depresión (Kontinen, Haukkala y Uutela, 2008) y con riesgo de diabetes (Agardh, Ahlbom, Andersson *et al.*, 2003). Asimismo, en investigaciones con adolescentes, se encuentran tales correlaciones inversas con el riesgo de fumar, consumo de tabaco (Glanz, Maskarinec y Carlin, 2005), quejas psicósomáticas (Simonsson, Nilsson, Lepert *et al.*, 2008), dolor de cabeza (Koushede, Holstein, y Scient, 2008), consumo de alcohol (Nilsson, Starrin, Simonsson *et al.*, 2007) y adicción al alcohol y a las drogas (Arévalo, Prado y Amaro, 2008).

La escala de sentido de coherencia ha demostrado relacionarse estrechamente con la percepción de salud, en especial de salud mental (Eriksson y Lindström, 2006), y con la salud psicológica y sus síntomas (Antonovsky, 1993; Flensburg-Madsen, Ventegodt y Merrick, 2005, 2006; Hart,

Wilson y Hittner, 2006). Además, un alto *sc* correlaciona con niveles más bajos de presión arterial sistólica (Lindfors, Lundberg y Lundberg, 2005) y mejores pronósticos de recuperación después de una cirugía (Chamberlin, Petri y Azariah, 1992).

En conclusión, las investigaciones han revelado que el sentido de coherencia (*sc*) es moderador y predictor de la salud, de la enfermedad y del bienestar subjetivo que el individuo traduce en mejores niveles de calidad de vida. De aquí surge la importancia de contar con instrumentos que permitan la medición correcta de dicho constructo en los términos culturales precisos.

En virtud de la fuerte relación documentada que existe entre el constructo de sentido de coherencia con la salud de los individuos y, por otro lado, por la carencia de instrumentos apropiados para su medición en la población mexicana, el objetivo del presente análisis consistió en obtener las propiedades psicométricas del instrumento de sentido de coherencia de Antonovsky en sus dos formas (13 y 29 reactivos). En este estudio, se trabajó con una traducción literal del inglés al español de la versión compuesta por 29 reactivos y, luego, se repitió el procedimiento con la de 13. Lo anterior se plantea con el fin de poder disponer de registros satisfactorios del constructo. Por una parte, se hipotetiza que esta versión (traducción literal) podría ser susceptible de modificación en términos de las características culturales de la población y, por otra, que las propiedades psicométricas no diferirán entre las versiones con distintos reactivos (29 y 13).

Primer estudio

Método

PARTICIPANTES

En un principio, para explorar las dimensiones y propiedades de la primera versión del cuestionario, se analizaron los resultados de 318 mujeres madres. La media de edad fue de 31.6 y la *DE* de 5.87. Todas ellas casadas y con al menos un hijo en edad preescolar. La naturaleza de la muestra

se debió a que el primer estudio se derivó de una investigación con esa población. Como se explicará más adelante, éste fue uno de los aspectos que dio pie a una segunda investigación.

PROCEDIMIENTO

El primer paso consistió en efectuar la doble traducción del instrumento en su idioma original al español. En un primer momento, esta labor se realizó con 30 alumnos de octavo semestre de licenciatura en psicología con entrenamiento previo en la construcción de reactivos.

Después, se aplicó un piloto a 30 madres con el fin de localizar errores en la redacción tanto del reactivo como de sus opciones de respuesta. En este punto, se modificaron sólo algunos reactivos. No se cuenta con un dato exacto del número de reactivos cambiados; no obstante, las modificaciones fueron principalmente sobre aspectos de ortografía.

Con la versión recabada del piloto en las 30 madres, se procedió a aplicar el cuestionario completo a un grupo de 318 mujeres y se obtuvieron las propiedades psicométricas del instrumento. Los resultados discutidos a continuación suscitaron una nueva aplicación del instrumento.

Resultados

Se practicó un análisis de frecuencias para cada uno de los 29 reactivos con el objeto de verificar que todas las opciones de respuesta hubieran sido relativamente igual de atractivas y para identificar posibles errores de captura. Después, se hizo un análisis con la prueba *t* de Student para muestras independientes para cada reactivo del cuestionario con el propósito de establecer si éstos discriminaban entre los puntajes altos y bajos. Tales grupos se integraron con los participantes que lograron puntajes iguales o superiores al percentil 75 (altos) y con los que consiguieron puntajes iguales o inferiores al percentil 25 (bajos). Todos los reactivos discriminaron ($p < 0.001$).

Luego, con los datos de 299 participantes (de un total de 318 de los cuales 19 presentaban valores perdidos) e incluyendo los 29 reactivos an-

tes citados, se determinó la confiabilidad del instrumento por medio del coeficiente alfa de Cronbach con un valor de 0.914, lo que manifiesta buena fiabilidad de la escala.

Asimismo, se estipuló la estructura factorial de la escala empleando los mismos reactivos que se incluyeron en el análisis de confiabilidad. La tabla 1 muestra el factor, el número de reactivos que lo componen, los valores Eigen y los porcentajes de varianza simples y acumulados. La prueba de esfericidad de Bartlett exhibió un valor aceptable ($\chi^2 = 3941.807$; $p < .001$); la prueba KMO también presentó un valor aceptable ($.912 > .5$). La rotación alcanzó la convergencia en cinco iteraciones.

La tabla 2 expone la matriz factorial rotada con la distribución de los reactivos en cada uno de los factores conseguidos. Además, se incluye el alfa para cada factor.

Tabla 1. Valores Eigen y porcentaje de varianza soc

<i>Factor</i>	<i>Reactivos</i>	<i>Valor Eigen</i>	<i>% de varianza</i>	<i>% de varianza acumulada</i>
1	10	9.082	31.317	31.317
2	13	3.381	11.658	42.975
3	3	1.729	5.961	48.936

Tabla 2. Solución factorial rotada soc

<i>Factor 1</i>	<i>Factor 2</i>	<i>Factor 3</i>
<i>Ítem/ Peso f.</i>	<i>Ítem/ Peso f.</i>	<i>Ítem/ Peso f.</i>
14/ .844	19/ .707	05/ .783
23/ .830	12/ .698	06/ .756
13/ .800	21/ .665	03/ .432
20/ .781	24/ .657	
11/ .779	15/ .638	
16/ .764	18/ .636	
27/ .744	17/ .604	
02/ .701	08/ .596	
07/ .682	22/ .583	
25/ .406	10/ .573	
	29/ .567	
	26/ .512	
	09/ .482	
Alfa factor .918	Alfa factor .877	Alfa factor .586

Por último, la tabla 3 expresa que se obtuvieron tres factores. El primero cuenta con los componentes de manejabilidad y comprensibilidad. En el segundo y en el tercero, predomina el factor de significatividad. Asimismo, este análisis excluyó tres reactivos (1, 4, 28). Lo anterior evidencia una falta de congruencia con el modelo teórico, el cual señala la existencia de tres factores discriminados con facilidad, compuestos por 29 reactivos en total distribuidos en esos factores.

Tabla 3. Reactivos por factor

<i>Factor</i>	<i>Reactivos que constituyen al factor</i>
1.	14. Me gusta estar vivo (me). 23. Creo que siempre habrá personas con las que podré contar (ma). 13. Ante las adversidades de la vida es posible encontrar soluciones (ma). 20. Siempre que hago algo que me hace sentir bien, pienso que (ma). 11. Mi futuro se perfila (me). 16. Mi vida cotidiana es placentera (me). 27. Cuando pienso en las dificultades que tendré que enfrentar (ma). 02. Cuando tuve que trabajar con otras personas alcanzamos los objetivos (ma). 07. Para mí la vida es (me). 25. Me he sentido fracasado (ma).
2.	19. Tengo ideas y sentimientos demasiado confusos (c). 12. Me he encontrado en situaciones en las que no sé qué hacer (c). 21. He tenido emociones que preferiría no sentir (c). 24. Tengo la sensación de que no sé lo que va a pasar (c). 15. Cuando enfrento un problema, encontrar una solución es (c). 18. Cuando me han sucedido cosas desagradables mi reacción ha sido (ma). 17. Mi vida en el futuro estará llena de cambios e incertidumbre (c). 08. Hasta ahora mi vida ha tenido (me). 22. Pienso que en el futuro mi vida personal tendrá significado y propósito (me). 10. En los últimos diez años mi vida ha estado (c). 29. Siento que no puedo controlar mis emociones (ma). 26. Soy una persona que tiende a exagerar la magnitud de sus problemas (c). 09. Pienso que recibo un trato injusto por parte de los demás (ma).
3.	05. Incluso la gente que creo conocer bien me resulta impredecible (c). 06. Incluso gente en quien confiaba mucho me ha decepcionado (ma). 03. Sin tomar en cuenta mi familia, a las personas con las que tengo contacto diario (c).

Nota: Los reactivos se presentan resumidos. Las abreviaciones se definen como ma: manejabilidad, me: significatividad, c: comprensibilidad y son dadas así por el autor de la escala.

Discusión

El objetivo del presente estudio consistió en validar y confiabilizar el instrumento de sentido de coherencia en sus dos modalidades de 29 y 13 reactivos, en una versión traducida de manera literal del inglés al español. A pesar de que la escala tiene buen índice de confiabilidad, no pudo replicarse el modelo factorial propuesto por el autor de tal escala. Lo anterior guarda congruencia con la mayor parte de la literatura (Sardu *et al.*, 2012). Para los autores de esta investigación, este hecho dio pie a replicar el primer estudio.

Se observó que la mayoría de las participantes tuvieron problemas para entender la redacción de los reactivos así como las dimensiones en las que estaban redactadas las opciones de respuesta, pues, con la traducción literal, se descubrieron algunas dobles negaciones y falta de precisión en la forma en que se asignaban valores escalares con equivalentes lingüísticos comparables; por ejemplo, algunos reactivos iban de “nunca o casi nunca” a “con mucha frecuencia”. Lo anterior, como se dijo, dificultaba la comprensión. Si bien no se contó con un dato cuantitativo, se trató, más bien, de observaciones casuales que ocurrieron al momento de aplicar el instrumento.

Un aspecto adicional que representa una seria limitación fue que la muestra, al estar compuesta sólo por mujeres, no estuvo balanceada; como se refirió al principio, el primer trabajo se derivó de una investigación que sólo abarcó mujeres madres para su realización.

En conclusión, este análisis sirve como ejemplo de la relevancia de llevar a cabo adaptaciones que se basen en definiciones operacionales y conductuales confiables, por un lado, y por otro, que tal redacción se halle en términos idóneos para la cultura y los usos habituales del lenguaje. Los hallazgos sirven de preámbulo a la explicación del siguiente estudio, en el cual se buscó subsanar las limitaciones detectadas en el primero.

La primera investigación arrojó resultados que sugieren la modificación de los reactivos en términos lingüísticos y culturales apropiados para la población más allá de una traducción meramente literal. También se

percibió que las opciones de respuesta originales generaban confusión en los participantes al momento de contestar el instrumento; esa observación se manifestó al aplicar la escala. De igual modo, el primer estudio no tuvo congruencia entre el análisis factorial y el modelo teórico del que se desprende la escala.

Así, en virtud de lo anterior, se procedió a establecer como objetivo del segundo trabajo el refinamiento de los reactivos, la simplificación de las opciones de respuesta y la mejora de las propiedades psicométricas. Lo anterior contribuiría al planteamiento original: contar con registros adecuados acerca del sentido de coherencia. Se hipotetiza que la versión final del instrumento (refinada) será apta para aplicarse en población mexicana con resultados confiables y válidos.

Segundo estudio

Método

PARTICIPANTES

Con la finalidad de corregir una de las deficiencias metodológicas del primer estudio, se buscó tener una muestra balanceada. La muestra no aleatoria de participantes que se consiguió una vez refinados los reactivos se integró por 205 estudiantes de licenciatura en una universidad pública y de una privada; sólo 60 de ellos informaron ser de la institución privada y 80 de la pública, el resto no contestó esa opción. En cuanto a la edad, sólo 165 participantes la indicaron; de éstos, la media fue de 21.05 y la DE de 2.57. Para el caso del semestre que cursaban al momento de participar en la investigación, únicamente se registraron los datos de 132 alumnos, siendo el sexto semestre el más frecuente. Por último, de los 121 que marcaron el sexo, 78 eran mujeres y el resto, hombres (43); sin embargo, se buscó tener el mismo número de personas de cada sexo.

PROCEDIMIENTO

El procedimiento fue replicado del estudio 1 casi en su totalidad. En esta investigación, con la versión traducida, se procedió a redactar los reactivos de tal manera que pudieran ser entendidos por la población mexicana.

A pesar de que se consiguieron propiedades adecuadas en el primer trabajo, en éste se aplicó la versión adaptada del instrumento a estudiantes de licenciatura, ello con el propósito de mejorar la claridad en la redacción de los reactivos y lograr una distribución factorial más apropiada, puesto que el nivel de educación de los alumnos permitiría la identificación de posibles errores de redacción y sintaxis.

RESULTADOS

De igual forma, se efectuó un análisis de frecuencias para cada uno de los 29 reactivos con el fin de verificar que todas las opciones de respuesta hayan sido relativamente igual de atractivas y para identificar posibles errores de captura. Por una parte, no se encontró evidencia de errores de captura y, por otra, se observó que en algunos reactivos hubo opciones de respuesta que no fueron consideradas (reactivos 4, 7, 8, 11, 13, 14, 16). Además, se detectó que todas las opciones corresponden a los puntajes más bajos (menor sentido de coherencia), lo cual podría insinuar que esos reactivos presentarán problemas para discriminar entre puntajes.

A continuación, se procedió al cálculo de las medidas de tendencia, de dispersión y de los percentiles para que, a partir de esa información, pudieran hacerse el resto de los análisis y determinar si el hecho de que ciertas opciones no fueran tenidas en cuenta repercutiría en la capacidad de discriminación de los reactivos. La media obtenida fue de 141.47 con una DE de 18.88; el percentil 25 corresponde a 130 puntos y el 75, a 156.5.

Se realizó un análisis con la prueba *t* de Student para muestras independientes para cada reactivo del cuestionario con la finalidad de establecer si éstos discriminan entre los puntajes altos y bajos. Tales grupos se integraron con los participantes que consiguieron puntajes iguales o

superiores al percentil 75 (altos) y con los que tuvieron puntajes iguales o inferiores al percentil 25 (bajos). También se observa que, en todos los reactivos, hay diferencias estadísticamente significativas dependiendo del grupo de pertenencia ($p < 0.001$).

Con los datos de 192 (de un total de 205) participantes e incluyendo los 29 reactivos ya mencionados, se determinó la confiabilidad del instrumento por medio del coeficiente alfa de Cronbach, siendo éste de 0.902, lo que se considera bueno.

Asimismo, se decidió la estructura factorial de la escala utilizando los mismos reactivos incluidos en el análisis de confiabilidad. La tabla

Tabla 4. Valores Eigen y porcentaje de varianza soc

<i>Factor</i>	<i>Reactivo</i>	<i>Valor Eigen</i>	<i>% Varianza</i>	<i>% Varianza acumulada</i>
1	10	8.798	30.336	30.336
2	5	2.028	6.992	37.328
3	4	1.453	5.011	42.339
4	3	1.409	4.860	47.199
5	3	1.184	4.083	51.282

Tabla 5. Solución factorial rotada soc

<i>Factor 1</i> <i>Ítem/Peso F</i>	<i>Factor 2</i> <i>Ítem/Peso F</i>	<i>Factor 3</i> <i>Ítem/Peso F</i>	<i>Factor 4</i> <i>Ítem/Peso F</i>	<i>Factor 5</i> <i>Ítem/Peso F</i>
14/.816	26/.744	24/.692	5/.736	4/.712
23/.730	18/.654	17/.669	6/.617	3/.607
7/.722	29/.622	12/.637	9/.464	2/.569
22/.719	8/.558	21/.445		
11/.640	10/.471			
16/.566				
13/.517				
27/.509				
28/.482				
20/.401				
Alfa factorial .846	Alfa factorial .708	Alfa factorial .659	Alfa factorial .444	Alfa factorial .503

4 manifiesta el factor, el número de reactivos que lo componen, los vales Eigen y los porcentajes de varianza simples y acumulados. La prueba de esfericidad de Bartlett posee un valor aceptable ($\text{Chi} = 2178.403$; $p. < .001$) así como también la prueba KMO ($.877 > .5$). La rotación alcanzó la convergencia en seis iteraciones. La tabla 5 ilustra el valor de cada reactivo de acuerdo con cada factor y el alfa de cada uno de éstos.

Por último, la tabla 6 demuestra que se obtuvieron cinco factores; el primero está formado principalmente por los componentes de manejabilidad y comprensibilidad. En el tercero, sólo se halla el factor de significatividad. En el cuarto, predomina el componente de manejabilidad. Los

Tabla 6. Estructura factorial del cuestionario de sentido de coherencia

<i>Factor</i>	<i>Reactivos que constituyen al factor</i>
1.	14. Me gusta estar vivo (me). 23. Personas con quien podré contar (ma). 22. Mi vida futura tendrá significado y propósito (me). 07. Para mí la vida (me). 11. Mi futuro se perfila (me). 16. Vida cotidiana placentera y satisfactoria (me). 13. Ante adversidades encuentro soluciones (ma). 27. Dificultades a enfrentar (ma). 28. Las cosas que hago son insignificantes (me). 20. Hacer algo bien (ma).
2.	26. Exageración ante problemas (c). 18. Reacción ante cosas desagradables (ma) 29. Control de emociones (ma). 08. Mi vida ha tenido (me). 10. Últimos diez años de mi vida (c).
3.	24. No saber qué pasará (c). 17. Vida futura con cambios e incertidumbres (c). 12. No saber qué hacer en ciertas situaciones (c). 21. Emociones no deseadas (c).
4.	5. Gente conocida impredecible (c). 6. Gente de confianza causa decepción (ma). 9. Trato de los demás (ma).
5.	4. Importancia acerca de lo ajeno (me). 3. Personas de contacto diario (c). 2. Objetivos alcanzados por trabajo en equipo (ma).

Nota: Los reactivos se presentan resumidos.

ma: manejabilidad, me: significatividad, c: comprensibilidad.

factores 2 y 5 no se definen con claridad. Además, se excluyeron cuatro reactivos (1, 15, 19, 25).

De igual forma, se repitió el procedimiento antes descrito para el análisis de confiabilidad y para la estructura factorial usando sólo los reactivos incluidos en la versión de 13 reactivos (4, 5, 6, 8, 9, 12, 16, 19, 21, 25, 26, 28, 29), alcanzándose un coeficiente de confiabilidad alfa de Cronbach de 0.792.

La tabla 7 presenta el factor, el número de reactivos que lo componen, los valores Eigen y los porcentajes de varianzas simples y acumulados. Tanto la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 = 592.901$; $p < .001$) como la de κ_{MO} ($.830 > .5$) lograron valores aceptables. La rotación consiguió la convergencia en tres iteraciones.

La tabla 8 exhibe la carga factorial de cada reactivo con arreglo a cada factor y el alfa de cada uno de ellos.

Por último, la tabla 9 revela que se extrajeron dos factores; el primero, se constituye por los componentes de manejabilidad y el segundo, por los de comprensibilidad. Se excluyeron cinco reactivos (04, 09, 16, 19, 21).

Tabla 7. Porcentajes de varianzas y valores Eigen

<i>Factor</i>	<i>Reactivo</i>	<i>Valor Eigen</i>	<i>% Varianza</i>	<i>% Varianza acumulada</i>
1	5	3.973	36.120	36.120
2	3	1.259	11.447	47.567

Tabla 8. Solución factorial rotada

<i>Factor 1</i>	<i>Factor 2</i>
<i>Ítem/Peso F</i>	<i>Ítem/Peso F</i>
08/.731	5/.714
25/.684	12/.666
26/.670	6/.635
29/.573	
28/.488	
Alfa factorial .846	Alfa factorial .708

Tabla 9. Estructura factorial del cuestionario de sentido de coherencia

<i>Factor</i>	<i>Reactivos que constituyen al factor</i>
1.	08. Mi vida ha tenido (me). 25. Me he sentido fracasado (ma) 26. Exageración ante problemas (c). 29. Siento que no puedo controlar mis emociones (ma) 28. Las cosas que hago son insignificantes (me).
2.	05. Incluso la gente que creo conocer (c). 12. Me he encontrado en situaciones... (c). 06. Incluso gente en quien confiaba (ma).

Nota: Los reactivos se presentan resumidos.

ma: manejabilidad, me: significatividad, c: comprensibilidad.

Discusión

En seguimiento al primer estudio reportado, se planteó para el presente el objetivo de validar y confiabilizar la escala de sentido de coherencia en sus dos versiones (13 y 29 reactivos) empleando, en esta ocasión, una traducción adaptada a los términos culturales propios de la población mexicana.

En ese sentido, los resultados sugieren que el instrumento adaptado y validado en su versión de 29 reactivos es válido; esto es, puede aplicarse para medir sc. El instrumento posee validez de contenido en virtud de incluir todos los aspectos descritos en la teoría de Antonovsky; no obstante, respecto de la validez de constructo, la escala debe considerarse con cautela, pues los factores encontrados no son del todo congruentes con esa teoría. Estas afirmaciones pueden verse reflejadas en los cinco factores que se destacaron en el segundo estudio, así como en la falta de claridad en las agrupaciones de reactivos según su clasificación (manejabilidad, comprensibilidad y significatividad) existente en ambas investigaciones. Lo anterior no indica que el instrumento no sea utilizable con población mexicana; más bien, alude al hecho de que los factores de Antonovsky difícilmente mantienen congruencia con los modelos factoriales. Esta conclusión se asimila a los análisis elaborados por Sardu *et al.* (2012) y Mahammadzadeh *et al.* (2010).

Con base en los resultados conseguidos mediante la aplicación del instrumento de 29 reactivos con validez para la población mexicana, se detectó un alfa de Cronbach de .902, siendo éste el mayor índice de confiabilidad en comparación con el trabajo sueco mencionado con un rango entre .70 y .95. Por otro lado, con la aplicación de 13 reactivos de igual forma validada para México, la confiabilidad refleja un valor de .792, siendo menor al de la investigación italiana (alfa de Cronbach = .825), al de la sueca (rango entre .70 y .92) y a la de Medio Oriente (alfa de Cronbach = .77) y ligeramente mayor que la del análisis brasileño (0.71).

Un dato sobresaliente es el porcentaje de varianza total en el instrumento tanto de 29 como de 13 reactivos de este estudio y de la investigación de Medio Oriente, ya que exhibe porcentajes menores a 53.49%; es importante referirlo debido a que no hay análisis que logren explicar más acerca de la cifra citada.

Asimismo, cabe señalar que, según el análisis de frecuencias para cada uno de los reactivos, consiguieron ser diferentes entre sí a pesar de medir factores iguales. Esto demuestra que el instrumento posibilita que los individuos se mantengan concentrados en la prueba, sin asumir que existen reactivos similares y, por lo tanto, repitan respuestas pudiendo afectar tanto la validez como la confiabilidad de la prueba.

En términos generales, el objetivo de la investigación se alcanzó con éxito, puesto que se superó el índice de consistencia interna de estudios similares, teniendo una mayor efectividad para medir el SC en población mexicana.

Para análisis posteriores, es recomendable realizar una aplicación del instrumento dirigida a la misma población; es decir, aplicar la versión inicial tanto a madres como a estudiantes y, la versión modificada, a estos mismos participantes; ello, con el propósito de observar una mejor y mayor correlación entre los datos obtenidos, pues existen diferencias en cuanto a los ámbitos culturales, sociales, educativos, religiosos, entre otros, que pueden alterar los resultados esperados.

Conclusiones

Como se deduce de esta investigación, la redacción de los reactivos y la claridad en las opciones de respuesta son algunos de los factores más relevantes para poder cubrir plenamente los objetivos del instrumento.

Así, resulta indispensable contar con los instrumentos adecuados para cada población con el fin de obtener datos que expliquen de manera objetiva el comportamiento de ésta. Sin duda, disponer de los instrumentos apropiados aumentaría la validez interna de los estudios en los que se usan y sería más fácil atribuir los cambios en las variables dependientes a la misma manipulación de las variables independientes.

Por último, en cuanto al tema objeto del instrumento, se propone desarrollar análisis en los que pueda evaluarse el impacto del sentido de coherencia sobre otro tipo de variables psicológicas y orgánicas, dado que la literatura actual apunta a esa variable como uno de los mejores predictores de bienestar emocional y físico.

REFERENCIAS

- Agardh, E. E.; Ahlbom, A.; Andersson, T.; Efendic, S.; Grill, V.; Hallqvist, J.; Norman, A. y Stenson, C. G. (2003). Work stress and low sense of coherence is associated with type 2 diabetes in middle-aged swedish women. *Diabetes Care*, 26 (3), 719-724. doi: 10.2337/diacare.26.3.719
- Antonovsky, A. (1979). *Health, Stress and Coping. New Perspectives on Mental and Physical Well-Being*. San Francisco: Jossey-Bass.
- (1985). The life cycle, mental health and the sense of coherence. The Israel. *Journal of Psychiatry and Related Sciences*, 22 (4), 273-280.
- (1987). *Unraveling the Mystery of Health: How People Manage Stress and Stay Well*. San Francisco: Jossey-Bass.
- (1993). The structure and properties of the sense of coherence scale. *Social Science & Medicine*, 36 (6), 725-733. Recuperado de <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/027795369390033Z?via=sd&cc=y>
- y Sagy, S. (1986). The development of a sense of coherence and its impact on responses to stress situations. *Journal of Social Psychology*, 126 (2), 213-225. Recuperado de <http://psycnet.apa.org/psycinfo/1987-24682-001>

- y Sourani, T. (1988). Family sense of coherence and family sense of adaptation. *Journal of Marriage and the Family*, 50 (1), 79-92. Recuperado de <http://www.jstor.org/discover/10.2307/352429?uid=3738664&uid=2&uid=4&sid=21101158693397>
- Arévalo, S.; Prado, G. y Amaro, H. (2008). Spirituality, sense of coherence, and coping responses in women receiving treatment for alcohol and drug addiction. *Evaluation and Program Planning*, 31 (1), 113-123. Recuperado de <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/17825910>
- Bergsten Brucefors, A. y Hjelte, L. (2006). Mental health and sense of coherence in swedish cystic fibrosis adults. A pilot study. *Journal of Cystic Fibrosis*, 5 (1), S86. doi: 10.1016/s1569-1993(6)80332-2
- Bonatato, K.; Barbarela, D.; Tibães, J.; Ramos-Jorge, M.; Martins, S.; Almeida, I. y Christoph, K. (2009). Trans-cultural adaptation and psychometric properties of the “sense of coherence scale” in mothers of preschool children. *Revista Interamericana de Psicología*, 43 (1), 144-153. Recuperado de <http://redalyc.uaemex.mx/pdf/284/28411918016.pdf>
- Chamberlin, K.; Petri, K. y Azariah, R. (1992). The role of optimism and sense of coherence in predicting recovery following surgery. *Psychology & Health*, 7 (4), 301-310. doi:10.1080/08870449208403159
- Chumbler, N. R.; Fortney, J.; Cody, M. y Beck, C. (2004). Sense of coherence and mental health service utilization: the case of family caregivers of community-dwelling cognitively-impaired seniors. *Health Care Systems and Services Integration*, 22, 159-173. doi: 10.1016/S0275-4959(04)22009-9
- Eriksson, M. y Lindström, B. (2005). Validity of Antonovsky's sense of coherence scale: a systematic review. *Journal of Epidemiology Community Health*, 59 (6), 460-466. doi: 10.1136/jech.2003.018085
- (2006). Antonovsky's sense of coherence scale and the relation with health: a systematic review. *Journal of Epidemiology Community Health*, 60, 376-381. doi: 10.1136/jech.2005.041616
- Fiorentino, L. M. y Pomazal, R. J. (1994). Sense of coherence and the stress-illness relationship among employees: a prospective study. Stress, coping, and health in families: Sense of coherence and resiliency. *Resiliency in Families*, 1 (8), 91-106. Recuperado de <http://psycnet.apa.org/psycinfo/1998-06875-005>
- Flensburg-Madsen, T.; Ventegodt, S. y Merrick, J. (2005). Why is Antonovsky's sense of coherence not correlated to physical health? Analyzing Antonovsky's 29-item sense of coherence Scale (soc). *The Scientific World Journal*, 14 (5), 767-776. Recuperado de <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/16170438>

- (2006). Sense of coherence and physical health. A cross-sectional study using a new scale (soc II). *Holistic Health & Medicine*, 1, 236-247. doi 10.1100/tswwhm.2006.231
- Glanz, K.; Maskarinec, G. y Carlin, L. (2005). Ethnicity, sense of coherence, and tobacco use among adolescents. *Society of Behavioral Medicine*, 29 (3), 192-199. doi 10.1207/s15324796abm2903_5
- Hart, K. E.; Wilson, T. L. y Hittner, J. B. (2006). A psychosocial resilience model to account for medical well-being in relation to sense of coherence. *Journal of Health Psychology*, 11 (6), 857-862. doi: 10.1177/1359105306069082
- Konttinen, H.; Haukkala, A. y Uutela, A. (2008). Comparing sense of coherence, depressive symptoms and anxiety, and their relationships with health in a population-based study. *Social Science & Medicine*, 66 (12), 2401-2412. Recuperado de <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0277953608000816?via=sd>
- Koushede, V. y Holstien, B. E. (2009). Sense of coherence and medicine use for headache among adolescents. *Journal of Adolescents Health*, 45 (2), 149-155. doi:10.1016/j.jadohealth.2008.12.009
- Langeland, E.; Riise, T.; Hanestad, B. R.; Nortvedt, M. W.; Kristoffersen, K. y Wahl, A. K. (2006). The effect of salutogenic treatment principles on coping with mental health problems: A randomized controlled trial. *Patient Education and Counseling*, 62 (2), 212-221. doi: 10.1016/j.pec.2005.07.004
- Lindfors, P.; Lundberg, O. y Lundberg, U. (2005). Sense of coherence and biomarkers of health in 43-year-old women. *International Journal of Behavioral Medicine*, 12 (2), 98-102. doi: 10.1207/s15327558ijbm1202_7
- Mahammadzadeh, A.; Poursharifi, H. y Alipour, A. (2010). Validation of sense of coherence (soc) 13-item scale in Iranian sample. *Procedia Social and Behavioral Sciences*, 5, 1451-1455. doi: 10.1016/j.sbspro.2010.07.306
- Nilsson, K. W.; Starrin, B.; Simonsson, B. y Leppert, J. (2007). Alcohol-related problems among adolescents and the role of a sense of coherence. *International Journal of Social Welfare*, 16 (2)159-167. doi: 10.1111/j.1468-2397.2006.00452.x
- Sardu, C.; Mereu, A.; Sotgiu, A.; Andriasi, L.; Jacobson, M. K. y Contu, P. (2012). Antonovsky's sense of coherence scale: Cultural validation of soc questionnaire and socio-demographic patterns in Italian population. *Clinical Practice & Epidemiology in Mental Health*, 8, 1-6. doi: 10.2174/1745017901208010001
- Simonsson, B.; Nilsson, W.; Lepert, J. y Vinod, K. (2008). Psychosomatic complaints and sense of coherence among adolescents in a county in Sweden:

- a cross-sectional study. *BioPsychoSocial Medicine*, 2 (4). doi:10.1186/1751-0759-2-4
- Sumikawa, Y. y Yamazaki, Y. (2007). A comparative study of sense of coherence (SC) and related psychosocial factors among urban *versus* rural residents in Japan. *Personality and Individual Differences*, 43 (3), 449-461. doi: 10.1016/j.paid.2006.12.014
- Ying, Y.; Lee, P. A. y Tsai, J. L. (2007). Attachment, sense of coherence, and mental health among Chinese American college students: Variation by migration status. *International Journal of Intercultural Relations*, 31 (5), 531-544. doi: 10.1016/j.ijintrel.2007.01.00