

# Validación transcultural de la Escala de Sentido de Coherencia de Antonovsky (OLQ-13) en ancianos mayores de 70 años

Javier Virués-Ortega<sup>a</sup>, Pablo Martínez-Martín<sup>a</sup>, José Luis del Barrio<sup>a</sup>, Luis M. Lozano<sup>b</sup> y el Grupo Español de Estudios Epidemiológicos sobre Envejecimiento\*

<sup>a</sup>Centro Nacional de Epidemiología. Instituto de Salud Carlos III. Madrid.

<sup>b</sup>Departamento de Psicología. Universidad de Jaén. Jaén. España.

**FUNDAMENTO Y OBJETIVO:** El sentido de coherencia (SOC) es un constructo relacionado con el afrontamiento de situaciones traumáticas que se ha empleado extensamente como predictor de medidas de salud percibida y objetiva. El SOC es una disposición personal hacia la valoración de las experiencias vitales como comprensibles, manejables y significativas. Esta medida se ha mostrado especialmente informativa en poblaciones envejecidas, pese a lo cual la escala no se ha validado en población española anciana. En este trabajo presentamos la validación transcultural y el estudio de las propiedades métricas de la escala de SOC de Antonovsky, de 13 ítems (OLQ-13), en una muestra de población de ancianos españoles.

**SUJETOS Y MÉTODO:** La muestra estuvo compuesta por 419 personas de más de 70 años procedentes de 8 localidades españolas. Se estudiaron la aceptabilidad, asunciones escalares, consistencia interna, estructura factorial, validez de constructo (validez convergente, análisis diferenciales, correlación entre dominios) y precisión del instrumento.

**RESULTADOS:** La consistencia interna de la escala fue adecuada ( $\alpha$  de Cronbach = 0,80). El SOC mostró validez convergente con medidas autorreferidas de salud física, calidad de vida y depresión. La escala también demostró ser válida en sucesivos análisis diferenciales según grupos de edad, sexo, niveles de discapacidad y de impacto funcional de enfermedades. El análisis de componentes principales ofreció una solución multifactorial con un porcentaje de la variancia explicada del 65,59%. La subescala de significación parece formar un factor independiente.

**CONCLUSIONES:** El OLQ-13 es una escala válida y fiable para su uso en poblaciones ancianas españolas, incluidos grupos con bajo nivel de instrucción.

**Palabras clave:** Sentido de coherencia (SOC). WHODAS. 5Q-5D. Orientación hacia la vida.

Cross-cultural validation of Antonovsky's Sense of Coherence Scale (OLQ-13) in Spanish elders aged 70 years or more

**BACKGROUND AND OBJECTIVE:** Sense of Coherence (SOC) is a construct relating to coping strategies in the face of traumatic events. SOC is defined as a personal disposition towards perceiving life experiences as understandable, manageable and meaningful. The construct has shown itself to be a predictor of self-reported and objective health in a variety of contexts. Although the SOC construct has been studied, among the elderly in particular, the scale has never been validated in the Spanish aged population. This paper reports on the cross-cultural validation of Antonovsky's Sense of Coherence Scale (OLQ-13) in a sample of Spanish senior citizens.

**SUBJECTS AND METHOD:** We studied a sample of population from 8 locations across Spain, totaling 419 subjects aged 70 years or over. The psychometric attributes of the scale were studied. These included acceptability, scale assumptions, internal consistency, factor structure, construct validity (convergent validity, differential analyses, inter-domains correlation), and precision.

**RESULTS:** The internal consistency of the scale was adequate (Cronbach = 0.80). SOC showed moderate correlations with self-reported indices of physical health, quality of life and depression. The scale was found valid in differential analyses conducted for gender, age groups, levels of disability and functional impact of diseases. Principal components analysis yielded four factors accounting for 65.59% of the variance. The Meaningfulness domain acted as an independent factor.

**CONCLUSIONS:** The OLQ-13 is a valid and reliable instrument for use on Spanish elderly populations, including those with low educational level.

**Key words:** Sense of coherence (SOC). WHODAS. 5Q-5D. Orientation to life.

Proyecto financiado por la Red Española de Centros de Salud Pública (RECSP; C03-09), la Red Centro de Investigaciones de Enfermedades Neurológicas (CIEN; C03-06) y la Fundación Pfizer.

\*Al final del artículo se indican los componentes del Grupo Español de Estudios Epidemiológicos sobre Envejecimiento.

Correspondencia: Dr. J. Virués-Ortega.  
Centro Nacional de Epidemiología. Instituto de Salud Carlos III.  
Sinesio Delgado, 6. 28029 Madrid. España.  
Correo electrónico: jvirues@isciii.es

Recibido el 9-5-2006; aceptado para su publicación el 6-9-2006.

En este estudio se presenta la adaptación y validación transcultural de la escala de orientación hacia la vida de 13 ítems de Antonovsky (OLQ-13)<sup>1</sup> en población española anciana. El sentido de coherencia (SOC) es una disposición personal hacia la valoración de las experiencias vitales como comprensibles, manejables y llenas de significado. La formulación propuesta por Antonovsky tiene su origen en su experiencia clínica con mujeres supervivientes de campos de concentración alemanes en la Segunda Guerra Mundial. Algunas de estas personas mostraban un sorprendente nivel de salud física y psicológica, pese a la experiencia traumática que habían sufrido. Sensus stricto, el SOC no se considera un estilo de afrontamiento, sino una capacidad general de percibir experiencias vitales que permite actuar de forma constructiva en situaciones desfavorables. Según Antonovsky, «el individuo con un SOC elevado selecciona el tipo de estrategia de afrontamiento que resulta más apropiada en función del estresor ante el que se encuentra»<sup>1</sup>. Para Antonovsky, el constructo se escinde en 3 dominios cognitivos estrechamente relacionados<sup>2</sup>: comprensibilidad, manejabilidad y significación. La comprensibilidad se caracteriza por percibir de forma estructurada, predecible y explicable la estimulación procedente del ambiente tanto interno como externo del individuo; la manejabilidad indica que los recursos para alcanzar las demandas planteadas por tal estimulación están disponibles, y la significación hace referencia a que el individuo percibe esas demandas como desafíos merecedores de esfuerzo e implicación<sup>1</sup>.

El SOC ha demostrado ser una variable asociada con resultados de salud en muestras clínicas y no clínicas. Un nivel elevado de SOC se relaciona significativamente con la recuperación de estados depresivos<sup>3,4</sup>, un mayor nivel de funcionamiento en población general<sup>5</sup> y una menor mortalidad por cualquier causa<sup>6</sup>, por mencionar sólo algunos ejemplos.

De acuerdo con el modelo original de Antonovsky<sup>1</sup>, hay 3 mecanismos mediante los cuales el SOC favorece el estado obje-

tivo y percibido de salud física, mental y social: a) los individuos con SOC elevado tienen menor riesgo de percibir situaciones desfavorables como estresantes, lo que les protege de los efectos negativos del estrés sobre el estado de salud; b) la percepción de «controlabilidad», que subyace a los componentes del SOC, tiene efectos fisiológicos protectores, y c) las personas con SOC alto tienen una mayor probabilidad de adoptar conductas saludables (p. ej., practicar ejercicio físico o abstenerse del consumo de drogas). La literatura médica indica que los individuos con SOC elevado presentan un nivel de salud autorreferido más estable ante recientes acontecimientos vitales de carácter estresante<sup>7</sup> y un mejor funcionamiento inmunológico ante acontecimientos estresantes en edades avanzadas<sup>8</sup> (p. ej., protección frente al estrés y mejor funcionamiento fisiológico), tienen un mayor grado de control glucémico en el caso de los diabéticos<sup>9</sup>, acuden con mayor frecuencia al dentista<sup>10</sup> y presentan un mayor cumplimiento de los programas de rehabilitación<sup>11</sup> (conductas saludables). Estos hallazgos dan fundamento empírico al modelo teórico original del SOC. Ericsson y Lindström<sup>12</sup> han realizado una revisión actualizada de la relación del SOC con la salud. La escala que mide el SOC es el Orientation to Life Questionnaire de 29 ítems<sup>13</sup>. Paralelamente, el autor original propone una medida abreviada de 13 ítems. Además, Lundberg y Nyström-Peck<sup>14</sup> han elaborado una escala reducida de 3 ítems. En este estudio presentamos la validación del OLQ de 13 ítems en una muestra de poblaciones ancianas procedentes de 8 localidades españolas. La evaluación del SOC ha demostrado un notable valor heurístico en el estudio del impacto de los factores personales en la discapacidad y el funcionamiento de personas de edad avanzada<sup>15</sup>. Los objetivos originales de este trabajo han sido: a) realizar una adaptación y validación específicas del OLQ-13 para población anciana española, y b) extraer las propiedades métricas del instrumento, incluidas la viabilidad, aceptabilidad, asunciones escalares, fiabilidad, estructura factorial, validez de constructo (validez convergente, análisis diferenciales, correlación entre dominios) y precisión. Este estudio se añade a la creciente literatura metodológica relacionada con estados de salud en ancianos<sup>16</sup>.

## Sujetos y método

### Participantes

Participó en el estudio una muestra de poblaciones integrada por sujetos que habían participado en estudios puerta a puerta sobre prevalencia de demencia realizados en España<sup>17</sup>. En total eran 487 y procedían de las localidades de Bidasoa (n = 55), El Prat (n = 60), Girona (n = 78), Getafe (n = 100), Pontevedra (n =

62), Santiago (n = 45), Segovia (n = 27) y Zaragoza (n = 60). El OLQ-13 se administró en el contexto de una investigación epidemiológica sobre el estado de salud y el funcionamiento de los ancianos en España. Los participantes firmaron el consentimiento informado, de acuerdo con las directrices de la Declaración de Helsinki y los comités éticos locales. El OLQ-13 formaba parte de una entrevista de 1 h de duración y lo administraba verbalmente un psicólogo o médico en una segunda visita al hogar o lugar de residencia del participante. De la muestra inicial se excluyó a las personas con una puntuación total corregida en la adaptación española del Mini-Examen Cognitivo<sup>18</sup> inferior a 24 puntos, así como a aquellos cuya puntuación debiese corregirse sobre una puntuación total posible menor de 28 puntos. La muestra quedó reducida a 419 sujetos (250 mujeres), que tenían una edad media (desviación estándar) de 80,76 (5,71) años. Sus características sociodemográficas se recogen en la tabla 1.

### Métodos

**Adaptación transcultural.** El OLQ se ha traducido a 33 idiomas y se ha utilizado en al menos 33 países, lo cual es indicio de su aplicabilidad en distintas culturas. La versión de 29 ítems fue traducida y validada por Moreno et al<sup>19</sup> en una muestra española de 161 alumnos de una escuela de adultos. En dicho estudio la escala demostró una fiabilidad adecuada ( $\alpha$  de Cronbach = 0,83; extrayendo los 13 ítems de la versión abreviada, la fiabilidad resultó de 0,82; Moreno, comunicación personal). Además, se observaron correlaciones negativas significativas entre el SOC y las

TABLA 1

**Características de la muestra (n = 419) incluida en la validación de la Escala de Sentido de Coherencia de Antonovsky (OLQ-13)**

|                                | Porcentaje (n) |
|--------------------------------|----------------|
| Localidad                      |                |
| Bidasoa                        | 11,5 (48)      |
| El Prat                        | 12,4 (52)      |
| Girona                         | 14,1 (59)      |
| Getafe                         | 22,0 (92)      |
| Pontevedra                     | 12,9 (54)      |
| Santiago                       | 7,2 (30)       |
| Segovia                        | 6,0 (25)       |
| Zaragoza                       | 14,1 (59)      |
| Procedencia                    |                |
| Rural (1-2.000 hab.)           | 8,6 (36)       |
| Intermedia (2.001-10.000 hab.) | 29,6 (124)     |
| Urbana (> 10.000 hab.)         | 61,8 (259)     |
| Sexo (mujeres)                 | 60,2 (250)     |
| Edad (años)                    |                |
| 70-75                          | 6,3 (26)       |
| 76-80                          | 39,8 (163)     |
| 81-85                          | 29,0 (119)     |
| > 85                           | 24,9 (102)     |
| Nivel de instrucción           |                |
| Analfabeto                     | 9,4 (39)       |
| Primarios incompletos          | 39,6 (165)     |
| Primarios completos            | 33,1 (138)     |
| Secundarios o superiores       | 18,0 (75)      |
| Estado civil                   |                |
| Soltero                        | 7,3 (30)       |
| Casado/en pareja               | 49,0 (201)     |
| Separado/divorciado            | 0,7 (3)        |
| Viudo                          | 42,9 (176)     |
| Situación residencial 1        |                |
| Vive solo                      | 24,2 (100)     |
| Vive acompañado                | 75,8 (313)     |
| Situación residencial 2        |                |
| Vida independiente             | 85,0 (347)     |
| Con apoyo                      | 14,2 (58)      |
| Hospitalizado                  | 0,7 (3)        |
| Dependencia                    |                |
| Independiente                  | 39,2 (145)     |
| Dependiente I-ADL              | 34,6 (128)     |
| Dependiente I-ADL + P-ADL      | 26,2 (97)      |

I-ADL: actividades instrumentales de la vida diaria (comprar, limpiar la casa, transporte, lavar la ropa, cocinar); P-ADL: actividades personales de la vida diaria (bañarse, vestirse, ir al servicio, moverse, continencia, alimentación).

puntuaciones en escalas de síntomas físicos y psicológicos ( $r = -0,28$  a  $-0,46$ ;  $p < 0,001$ ), lo que apoya la validez de la versión española. Pese a ello, esta adaptación no describe el uso de estrategias específicas de adaptación transcultural de escalas, tales como la retrotraducción. Esta circunstancia, añadida a la peculiaridad de nuestra muestra –población anciana con bajo nivel medio de instrucción–, motivó la preparación de una nueva escala directamente a partir de la versión original (anexo 1). La escala fue traducida del inglés al castellano y del castellano al inglés sucesivamente por 2 expertos independientes. Un especialista en inglés científico certificó la igualdad de las versiones original y retrotraducida después de mínimas modificaciones. Además, se modificaron algunos giros lingüísticos del texto introductorio y del enunciado de los ítems con objeto de hacer el lenguaje accesible a una muestra con bajo nivel de instrucción.

**Instrumentos.** Al objeto de realizar análisis de la validez de constructo del OLQ-13 se administraron concurrentemente los siguientes instrumentos:

1. **Euro-D.** Escala de 12 ítems, que evalúa las manifestaciones anímicas y físicas de la depresión. Este instrumento dispone de un amplio estudio de validación en población anciana, incluida una muestra española. Su consistencia interna se ha estimado en un  $\alpha$  de Cronbach de 0,72. Las puntuaciones en esta escala han demostrado asociaciones significativas con discapacidad funcional ( $\beta = 0,16-0,37$ ) y presencia de enfermedades crónicas ( $\beta = 0,08-0,20$ )<sup>20</sup>.

2. **EuroQoL (5Q-5D).** Es una escala autorreferida de calidad de vida relacionada con la salud, que incluye 5 ítems con 3 niveles de respuesta sobre movilidad, cuidado personal, actividades cotidianas, dolor/malestar y ansiedad/depresión. De las combinaciones entre niveles de respuesta y áreas evaluadas resultan 243 estados de salud posibles. Los valores sumariales se obtuvieron de acuerdo con la técnica de equivalencia temporal, que permite la estimación de un valor entre 0 y 1 para cada uno de los estados de salud en función de su preferencia social estimada con referencia a un estado de «muerte» (0). El grado de preferencia social se ha estimado en estudios poblacionales según variables sociodemográficas y estados de salud. La escala dispone de amplios estudios de validación en Europa y España<sup>21</sup>. La versión española del sistema descriptivo del 5Q-5D ha demostrado ser válida para diferenciar grupos según variables sociodemográficas y estados de salud, así como para caracterizar la calidad de vida relacionada con la salud en diversas enfermedades<sup>22,23</sup>.

3. **WHODAS-12.** Este instrumento es la versión abreviada de 12 ítems desarrollada por la Organización Mundial de la Salud para evaluar la discapacidad en el contexto de la Clasificación Internacional de la Discapacidad y el Funcionamiento<sup>24,25</sup>. La escala evalúa la dificultad autorreferida que el individuo ha tenido durante los últimos 30 días para realizar actividades cotidianas tales como tareas domésticas, participar en la comunidad y relacionarse, caminar distancias largas y concentrarse, entre otras. La versión española se adecuó al rango de valores aceptables de consistencia interna. La versión utilizada de 12 ítems incluye los 2 ítems más discriminativos de las 6 áreas que explora la escala<sup>26</sup>. El WHODAS-II dispone de estudios de validez en 14 países, en los que se han evidenciado de forma satisfactoria su sensibilidad al cambio y validez predictiva con medidas objetivas de discapacidad<sup>27</sup>. Además, la escala cuenta con estudios de validez en poblaciones ancianas<sup>28,29</sup>.

4. **NEO-PIR.** Se incluyó una medida abreviada de neuroticismo compuesta por los ítems 1, 21, 36 y 51 del factor Neuroticismo de la escala NEO-PIR<sup>30</sup>. Esta medida se ha empleado de forma satisfactoria en la literatura médica como indicador abreviado de afecto negativo y personalidad con tendencia al estrés en poblaciones ancianas<sup>31</sup>; no obstante, tiene el inconveniente de una consistencia interna muy baja (en nuestra muestra,  $\alpha$  Cronbach = 0,34).

5. **Cuestionario de síntomas y molestias físicas.** Elaborado ad hoc para evaluar la presencia de síntomas y molestias físicas en ancianos. El instrumento explora la presencia de 29 síntomas y molestias en los 3 meses previos a la administración. El cuestionario fue cumplimentado por un licenciado en medicina durante la entrevista con el paciente. La puntuación se extrajo sumando el número de síntomas presentes.

TABLA 2

**Viabilidad, aceptabilidad y asunciones escalares de la Escala de Sentido de Coherencia de Antonovsky (OLQ-13) en población española anciana**

|                  | PDC   | $\bar{x}$ media | EEM  | Me    | $\bar{x}$ -Me | % $\bar{x}$ -Me | $r_{IT}$ |
|------------------|-------|-----------------|------|-------|---------------|-----------------|----------|
| Ítem 1           | 92,36 | 5,50            | 0,10 | 6,00  | 0,50          | 8,31            | 0,25     |
| Ítem 2           | 94,03 | 5,28            | 0,08 | 6,00  | 0,72          | 12,06           | 0,46     |
| Ítem 3           | 94,03 | 5,52            | 0,08 | 6,00  | 0,48          | 7,95            | 0,52     |
| Ítem 4           | 92,36 | 5,47            | 0,09 | 6,00  | 0,53          | 8,79            | 0,20     |
| Ítem 5           | 93,79 | 5,78            | 0,09 | 7,00  | 1,22          | 20,40           | 0,46     |
| Ítem 6           | 92,12 | 5,73            | 0,10 | 7,00  | 1,27          | 21,11           | 0,53     |
| Ítem 7           | 93,56 | 5,72            | 0,08 | 6,00  | 0,28          | 4,68            | 0,45     |
| Ítem 8           | 92,84 | 5,76            | 0,09 | 7,00  | 1,24          | 20,65           | 0,50     |
| Ítem 9           | 92,60 | 5,21            | 0,10 | 6,00  | 0,79          | 13,19           | 0,59     |
| Ítem 10          | 92,84 | 5,32            | 0,09 | 6,00  | 0,68          | 11,40           | 0,47     |
| Ítem 11          | 91,65 | 4,60            | 0,11 | 5,00  | 0,40          | 6,68            | 0,30     |
| Ítem 12          | 92,12 | 5,17            | 0,10 | 6,00  | 0,83          | 13,90           | 0,47     |
| Ítem 13          | 91,89 | 5,56            | 0,08 | 6,00  | 0,44          | 7,27            | 0,42     |
| Manejabilidad    | 91,41 | 22,17           | 0,23 | 23,00 | 0,83          | 3,59            | —        |
| Comprensibilidad | 90,21 | 26,61           | 0,33 | 27,00 | 0,49          | 1,88            | —        |
| Significación    | 89,50 | 21,91           | 0,25 | 23,00 | 1,09          | 4,53            | —        |
| Total            | 86,63 | 70,56           | 0,67 | 74,00 | 3,44          | 5,46            | —        |

EEM: error estándar de la media; Me: mediana; PDC: porcentaje de datos computables;  $r_{IT}$ : correlación ítem-test; %  $\bar{x}$ -Me: porcentaje de las puntuaciones atribuibles a las diferencias entre media y mediana;  $\bar{x}$ media: media.

6. *Escala de Impacto Funcional de enfermedades por órganos, aparatos o sistemas (IFE)*. Este cuestionario se elaboró ad hoc para evaluar el impacto funcional de la enfermedad por sistemas, órganos o aparatos. El instrumento incluye 14 ítems que exploran la presencia de impacto funcional en: aparato circulatorio, aparato respiratorio, laringe, ojos, garganta, nariz y oído, órganos gastrointestinales, hígado, riñón, aparato genital y urinario, sistema musculoesquelético y piel, sistema endocrino y metabólico y sistema nervioso. También evalúa la presencia de trastornos de conducta, psiquiátricos, diabetes e hipertensión. El cuestionario fue completado por un licenciado en medicina durante la entrevista con el participante, previo acceso a su documentación clínica.

**Análisis estadístico**

Se estudiaron las propiedades métricas de la escala en las áreas que a continuación se comentan. En cada atributo se detalla el criterio de adecuación según la literatura específica:

1. *Viabilidad y aceptabilidad*: porcentaje de datos ausentes por ítem (límite estándar: 10%; porcentaje total de casos computables > 90%)<sup>32,33</sup>, diferencia entre rango posible y observado, diferencia entre media y mediana (criterio propuesto: inferior al 10% de la puntuación máxima), efectos suelo y techo (criterio: menos del 15%)<sup>34</sup> y desviación (criterio:  $-1$  a  $+1$ )<sup>35</sup>.
2. *Asunciones escalares*: correlaciones ítem-total, corregidas (criterio:  $r \geq 0,30$ )<sup>36</sup>, y tasa de éxitos en el análisis de validez convergente/divergente del ítem (*multitrait analysis*)<sup>37</sup>.
3. *Consistencia interna*:  $\alpha$  de Cronbach para las puntuaciones de los dominios y las puntuaciones totales (criterio:  $\alpha \geq 0,70$ )<sup>38</sup>, índice de homogeneidad (criterio: superior a 0,30)<sup>39</sup>.
4. *Estructura factorial*: análisis factorial exploratorio de componentes principales. Se identificaron la estructura factorial, el porcentaje de variancia explicada y los ítems con saturaciones superiores a 0,30 en los distintos factores. El modelo resultante del análisis factorial exploratorio se usó como guía para realizar un análisis factorial confirmatorio, ya que la literatura médica disponible no propone una estructura factorial consistente que someter a confirmación<sup>40</sup>. Se obtuvieron los índices de bondad de ajuste  $\chi^2$  de Satorra-Bentler, el RMSEA (criterio: menor de 0,08), el

intervalo de confianza del RMSEA (criterio: menor de 0,08) y el NNFI (criterio: mayor de 0,90). Se confeccionó el diagrama de la estructura factorial.

5. *Validez de constructo*. Se estimó la validez convergente con molestias y síntomas, calidad de vida (EuroQoL) y neuroticismo (NEO-PIR), postulando como hipótesis que el OLQ-13 presentaría una asociación moderada ( $r = 0,30$ - $0,59$ ) con dichas variables<sup>41</sup>. Se estudió la validez en sucesivos análisis diferenciales por sexo, tramos de edad, nivel de discapacidad (WHODAS-12) y nivel de impacto funcional de enfermedades por órganos, aparatos o sistemas (IFE). La correlación entre dominios se analizó mediante el rango de correlación entre dominios (criterio propuesto:  $r = 0,30$ - $0,70$ )<sup>32</sup>.

6. *Precisión*: error estándar de la medida<sup>38</sup>, calculado para una sola observación en el tiempo (error estándar de la medida = desviación estándar  $\sqrt{1 - \alpha}$ ). Se obtuvo además el cambio mínimo detectable para un nivel de confianza del 95%<sup>42</sup>.

**Resultados preliminares de la validación**

La escala se completó en un tiempo medio (desviación estándar) de 10,87 (6,18) min y fue administrada por un médico o psicólogo. Las propiedades métricas estudiadas se detallan a continuación.

*Viabilidad y aceptabilidad*

El porcentaje de datos computables para el OLQ-13 fue del 86,63%. El intervalo de porcentajes de datos ausentes por ítem fue del 5,7-8,35%. El número de datos ausentes estuvo estrechamente relacionado con el nivel de instrucción –analfabetos: 20,51%; primaria incompleta: 14,55%; primaria completa: 11,59%; secundaria o superior: 8,00% ( $\tau = 1,00$ ;  $p = 0,01$ )–. La diferencia de datos ausentes entre analfabetos e individuos con formación secundaria o superior resultó significativa ( $\chi^2 = 1.279,5$ ;  $p = 0,05$ ).

El intervalo de puntuaciones observadas de los ítems coincidió con el intervalo posible de niveles de respuesta de la escala. Las distancias entre media y mediana y el porcentaje del intervalo observado atribuible a esas diferencias (4,68-20,65%), así como los niveles de asimetría ( $-0,98$  a  $-0,75$ ) y los valores de los efectos de techo (5,48-12,27%) y suelo (0,26-0,27%), se hallaron dentro del intervalo establecido (tablas 2 y 3).

*Asunciones escalares*

Los 13 ítems de la escala mostraron medias y desviaciones estándar relativamente homogéneas (medias de 4,60-5,78; desviaciones estándar de 1,54-2,01) (tabla 2). La correlación ítem-total fue superior a 0,30 para todos los ítems, a excepción del 1 ( $r = 0,25$ ) y el 4 ( $r = 0,20$ ) (tabla 2). Análogos resultados ofrece la matriz multirrasgo, en la que se aprecia una tasa de éxitos superior para el dominio Significación (tabla 4).

*Fiabilidad*

La fiabilidad de la escala, estimada con el  $\alpha$  de Cronbach, fue de 0,80 para la esca-

TABLA 3

**Aceptabilidad y fiabilidad de la Escala de Sentido de Coherencia de Antonovsky (OLQ-13) y de los dominios Manejabilidad (MNJ), Comprensibilidad (CMP) y Significación (SGN)**

|                      | MNJ   | CMP   | SGN   | Total |
|----------------------|-------|-------|-------|-------|
| Aceptabilidad        |       |       |       |       |
| Asimetría            | -0,98 | -0,59 | -0,75 | -0,85 |
| Efecto suelo (%)     | 0,26  | 0,26  | 0,27  | 0,28  |
| Efecto techo (%)     | 5,48  | 8,47  | 12,27 | 0,28  |
| Fiabilidad           |       |       |       |       |
| $\alpha$ de Cronbach | 0,68  | 0,57  | 0,62  | 0,80  |
| Homogeneidad         | 0,30  | 0,26  | 0,23  | 0,29  |

TABLA 4

**Matriz multirrasgo de los dominios Manejabilidad (MNJ), Comprensibilidad (CMP) y Significación (SGN) de la Escala de Sentido de Coherencia de Antonovsky (OLQ-13)**

|                  | MNJ               | CMP               | SGN               | TE (%) | TEP (%) |
|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|--------|---------|
| Manejabilidad    |                   |                   |                   | 50,00  | 0,0     |
| Ítem 3           | 0,45              | 0,54              | 0,22 <sup>a</sup> |        |         |
| Ítem 5           | 0,44              | 0,45              | 0,22 <sup>a</sup> |        |         |
| Ítem 10          | 0,33              | 0,39              | 0,38 <sup>a</sup> |        |         |
| Ítem 13          | 0,37              | 0,40              | 0,20 <sup>a</sup> |        |         |
| Comprensibilidad |                   |                   |                   | 40,00  | 40,00   |
| Ítem 2           | 0,49              | 0,39              | 0,19 <sup>a</sup> |        |         |
| Ítem 6           | 0,44              | 0,43              | 0,36 <sup>b</sup> |        |         |
| Ítem 8           | 0,45 <sup>b</sup> | 0,47              | 0,27 <sup>a</sup> |        |         |
| Ítem 9           | 0,51 <sup>b</sup> | 0,56              | 0,32 <sup>a</sup> |        |         |
| Ítem 11          | 0,27 <sup>b</sup> | 0,33              | 0,11 <sup>a</sup> |        |         |
| Significación    |                   |                   |                   | 50,00  | 50,00   |
| Ítem 1           | 0,21 <sup>b</sup> | 0,15 <sup>a</sup> | 0,28              |        |         |
| Ítem 4           | 0,08 <sup>a</sup> | 0,18 <sup>b</sup> | 0,23              |        |         |
| Ítem 7           | 0,33 <sup>a</sup> | 0,30 <sup>a</sup> | 0,49              |        |         |
| Ítem 12          | 0,38 <sup>b</sup> | 0,33 <sup>b</sup> | 0,43              |        |         |
| Total            |                   |                   |                   | 46,15  | 30,77   |

TE: tasa de éxitos; TEP: tasa de éxitos probables. Error estándar de  $r$  (EEr) = 0,049. <sup>a</sup>Éxito:  $r_i \geq r_j + 2EEr$ . <sup>b</sup>Éxito probable:  $r_i < r_j + 2EEr$ .

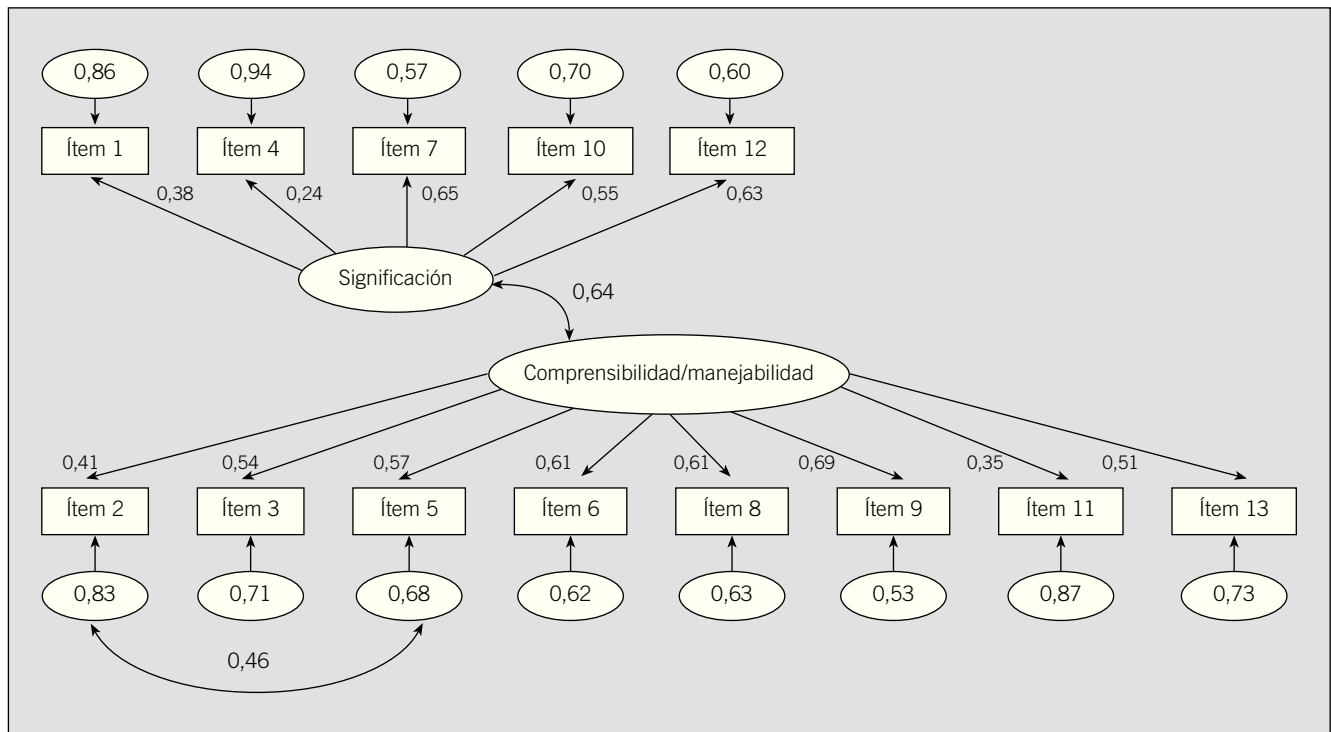


Fig. 1. Modelo bifactorial de la Escala de Sentido de Coherencia de Antonovsky (OLQ-13). Todos los parámetros estimados son estadísticamente significativos ( $\chi^2 = 106,10$ ;  $p < 0,001$ ; RMSEA = 0,043).

la total. La fiabilidad de los dominios fue moderadamente baja ( $\alpha$  de Cronbach = 0,57-0,68). Además, los índices de homogeneidad del ítem resultaron moderadamente bajos (tabla 3).

#### Estructura factorial

Para realizar el análisis factorial exploratorio se empleó el paquete estadístico SPSS versión 13.0, usando un método de extracción de máxima verosimilitud y rotación Oblimin. El estadístico Kaiser-Meyer-Olkin fue superior a 0,5 (KMO = 0,800) y la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa ( $\chi^2 = 1.151,75$ ;  $p < 0,001$ ), por lo que los datos que se tenían eran adecuados para realizar el citado análisis. Se obtuvieron 4 factores que explicaban el 65,59% de la variancia total del cuestionario (tabla 5). La distribución y los pesos de los ítems en los diferentes factores se exponen en la tabla 6, donde puede observarse que los factores 3 y 4 están compuestos exclusivamente por un ítem, por lo que podemos considerarlos residuales. De esta forma se puede defender que la estructura del cuestionario es bifactorial: por un lado, los ítems que se engloban en la dimensión Significación (ítems 7, 12, 10, 1 y 4), y, por otro, un conjunto de los ítems de Manejabilidad y Comprensibilidad (ítems 9, 8, 6, 5, 13, 11, 2 y 3). Para comprobar la estructura bifactorial expuesta anteriormente se realizó un análisis factorial confirmatorio empleando

el programa LISREL versión 8.30. Los indicadores del ajuste del modelo parecen reforzar la idea de la existencia de una estructura bifactorial. El valor de  $\chi^2$  de

TABLA 5

#### Análisis factorial exploratorio de la Escala de Sentido de Coherencia de Antonovsky (OLQ-13)

| Factor | Autovalor | Porcentaje de la variancia explicada | Porcentaje de la variancia acumulada |
|--------|-----------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| 1      | 3,996     | 30,74                                | 30,74                                |
| 2      | 1,461     | 11,24                                | 41,98                                |
| 3      | 1,131     | 8,70                                 | 50,67                                |
| 4      | 1,030     | 7,92                                 | 65,59                                |

Método de extracción: máxima verosimilitud y rotación Oblimin. Sólo se incluyen factores con autovalores iguales o superiores a 1.

TABLA 6

#### Matriz del patrón rotado para la solución de 4 factores de la Escala de Sentido de Coherencia de Antonovsky (OLQ-13)

|                                                      | Factores |       |       |       |
|------------------------------------------------------|----------|-------|-------|-------|
|                                                      | 1        | 2     | 3     | 4     |
| 1. No le importa lo que pasa a su alrededor          | 0,178    | 0,376 | 0,127 | 0,185 |
| 2. Le sorprendieron personas que conocía bien        | 0,391    | 0,236 | 0,994 | 0,660 |
| 3. Le han defraudado personas con las que contaba    | 0,501    | 0,292 | 0,630 | 0,945 |
| 4. Su vida ha tenido objetivos y metas claros        | 0,165    | 0,278 | 0,137 |       |
| 5. Le están tratando de forma injusta                | 0,544    | 0,307 | 0,308 | 0,332 |
| 6. Está en una situación en la que no sabe qué hacer | 0,604    | 0,458 | 0,295 | 0,284 |
| 7. El quehacer diario le produce una gran alegría    | 0,381    | 0,747 |       | 0,110 |
| 8. Tiene sentimientos o ideas confusas               | 0,628    | 0,348 | 0,227 | 0,312 |
| 9. Tiene sentimientos que preferiría no tener        | 0,736    | 0,426 | 0,319 | 0,297 |
| 10. A veces se siente como un desgraciado            | 0,439    | 0,529 | 0,196 | 0,336 |
| 11. Ha dado la importancia justa a las cosas         | 0,335    | 0,178 | 0,317 | 0,181 |
| 12. Las cosas que hace tienen poca importancia       | 0,437    | 0,658 | 0,156 | 0,192 |
| 13. No está seguro de poder controlarse              | 0,544    | 0,277 | 0,133 | 0,282 |

Método de extracción: máxima verosimilitud y rotación Oblimin. La redacción de los ítems se presenta de forma abreviada.

Satorra-Bentler es de 106,10 con 63 grados de libertad, y el RMSEA es de 0,043, quedando muy lejos del límite superior de 0,08. El intervalo de este mismo estadístico con un nivel de confianza del 90% oscila entre 0,029 y 0,058 (sin superar el límite superior de 0,08) y el NNFI es igual a 0,92 (superando el límite de 0,90). El diagrama de la estructura factorial del cuestionario se puede apreciar en la figura 1.

#### Validez de constructo

En nivel de SOC presentó correlaciones significativas, cuya magnitud osciló entre 0,17 y 0,36 con el nivel de síntomas y molestias, nivel de depresión y calidad de vida (tabla 5). Las hipótesis planteadas

TABLA 7

**Matriz de correlaciones (r de Pearson) de la Escala de Sentido de Coherencia de Antonovsky (OLQ-13) y de los dominios Manejabilidad (MNJ), Comprensibilidad (CMP) y Significación (SGN) con variables sociodemográficas (edad, estudios), escala de molestias y síntomas, depresión, calidad de vida y neuroticismo**

|                               | MNJ    | CMP    | SGN    | Total  |
|-------------------------------|--------|--------|--------|--------|
| Sociodemográficas             |        |        |        |        |
| Edad                          | 0,16   | 0,11   | -0,03  | 0,10   |
| Años de estudio               | 0,11   | 0,12   | -0,02  | 0,10   |
| Validez convergente           |        |        |        |        |
| Nivel de síntomas y molestias | -0,27* | -0,28* | -0,28* | -0,35* |
| Depresión (Euro-D)            | -0,28* | -0,29* | -0,29* | -0,36* |
| Calidad de vida (EuroQoL)     | 0,20   | 0,19   | 0,33*  | 0,30*  |
| Neuroticismo (NEO-PIR)        | -0,16  | -0,14  | -0,12  | -0,17  |

\*r ≥ 0,25; p < 0,001.

TABLA 8

**Análisis diferenciales de la Escala de Sentido de Coherencia de Antonovsky (OLQ-13) y de los dominios Manejabilidad, Comprensibilidad y Significación según tramos de edad y grados de discapacidad establecidos con el WHODAS-12**

|                  | Edad  |       |       | WHODAS-12                      |       |       |       |
|------------------|-------|-------|-------|--------------------------------|-------|-------|-------|
|                  | Media | DE    | p*    |                                | Media | DE    | p*    |
| Manejabilidad    |       |       |       |                                |       |       |       |
| 65-75 años       | 21,47 | 4,68  | 0,012 | T <sub>0</sub> -T <sub>1</sub> | 23,42 | 3,67  | 0,090 |
| 76-80 años       | 22,59 | 4,81  |       | T <sub>1</sub> -T <sub>2</sub> | 22,51 | 4,06  |       |
| > 80 años        | 23,01 | 3,87  |       | T <sub>2</sub> -T <sub>3</sub> | 21,97 | 4,87  |       |
| Comprensibilidad |       |       |       |                                |       |       |       |
| 65-75 años       | 25,81 | 5,97  | 0,010 | T <sub>0</sub> -T <sub>1</sub> | 28,38 | 5,36  | 0,001 |
| 76-80 años       | 26,69 | 6,56  |       | T <sub>1</sub> -T <sub>2</sub> | 25,56 | 5,91  |       |
| > 80 años        | 27,90 | 6,46  |       | T <sub>2</sub> -T <sub>3</sub> | 26,34 | 6,66  |       |
| Significación    |       |       |       |                                |       |       |       |
| 65-75 años       | 22,31 | 4,45  | 0,578 | T <sub>0</sub> -T <sub>1</sub> | 23,56 | 3,88  | 0,000 |
| 76-80 años       | 21,54 | 5,24  |       | T <sub>1</sub> -T <sub>2</sub> | 22,22 | 4,06  |       |
| > 80 años        | 21,71 | 4,82  |       | T <sub>2</sub> -T <sub>3</sub> | 20,23 | 4,88  |       |
| Total            |       |       |       |                                |       |       |       |
| 65-75 años       | 69,48 | 12,22 | 0,054 | T <sub>0</sub> -T <sub>1</sub> | 75,48 | 9,04  | 0,000 |
| 76-80 años       | 70,87 | 13,56 |       | T <sub>1</sub> -T <sub>2</sub> | 70,11 | 11,11 |       |
| > 80 años        | 72,68 | 12,73 |       | T <sub>2</sub> -T <sub>3</sub> | 68,21 | 14,12 |       |

DE: desviación estándar. La distribución de puntuaciones totales del WHODAS-12 se dividió en terciles. \*Prueba de la  $\chi^2$  de Kruskal-Wallis.

sobre la magnitud de la validez convergente con estas variables se cumplieron para el nivel de síntomas y molestias, depresión y calidad de vida. Las correlaciones presentaron la dirección planteada en el plano teórico por el constructo: a mayor SOC, menor nivel de síntomas autorreferidos, de depresión y de neuroticismo, y mayor nivel de calidad de vida relacionada con la salud (tabla 7).

#### Análisis diferenciales

Las puntuaciones en SOC se compararon por grupos divididos por sexo, edad, nivel de discapacidad (WHODAS-12) y nivel de IFE. Los resultados mostraron que los varones presentaban un nivel ligeramente superior de SOC, diferencia que no fue estadísticamente significativa para ninguno de los dominios, aunque sí para la puntuación total (U = 1.575; p < 0,05). En la tabla 8 se observa cómo las puntuaciones del OLQ-13 aumentan de forma uniforme y positiva con la edad; las diferencias resultaron significativas para la puntuación total y para los dominios, a excepción del de Significación. Análogos resultados se obtuvieron con respecto al

nivel de discapacidad, que presentó un gradiente decreciente con respecto a los niveles de SOC; los niveles mínimos se observaron en el grupo de individuos con mayores puntuaciones en discapacidad (tabla 8).

Con respecto al nivel IFE, se dividió la muestra en 2 grupos: individuos sin ninguna afectación funcional e individuos con impacto funcional de moderado a muy grave en uno o más órganos. Los individuos con IFE presentaron un nivel de SOC inferior al de los individuos no afectados (media de 68,77 frente a 73,00), diferencia que fue significativa (U = 11.783; p < 0,01). Las diferencias fueron también significativas y se reprodujeron en el mismo sentido en los dominios de la escala, a excepción del de Manejabilidad, en el que no hubo diferencias significativas.

#### Correlación entre dominios y precisión

La correlación entre los 3 dominios del test osciló entre 0,37 y 0,65, encontrándose por tanto dentro del intervalo propuesto de valores utilizables. El error estándar de la medida para la puntuación total fue de 5,77 (cambio mí-

nimo detectable a un nivel de confianza del 95% [CMD] = 11,30). Los constructos Manejabilidad, Comprensibilidad y Significación presentan un error estándar de la medida de 2,60 (CMD = 5,10), de 4,16 (CMD = 8,16) y de 2,97 (CMD = 5,83), respectivamente.

#### Discusión

El objetivo de este estudio era realizar la validación transcultural del OLQ-13 en población española anciana. El OLQ-13 es una escala de aplicación sencilla, que necesita aproximadamente 10 min de tiempo para su administración en ancianos. La adaptación al castellano para poblaciones ancianas, incluidos grupos con bajo nivel de instrucción, resultó satisfactoria, sin que se recibiera retroalimentación negativa de los entrevistadores sobre expresiones no comprensibles o dificultades de utilización.

El instrumento se ha usado satisfactoriamente en población anciana de distintas culturas con muestras con un nivel de instrucción superior al del presente estudio<sup>15</sup>. El OLQ-13 es un cuestionario que requiere una notable capacidad de auto-observación, una función metacognitiva que depende en alto grado de la instrucción y que es muy sensible al defecto cognitivo<sup>35,36,43,44</sup>. De ahí la necesidad de un nivel de instrucción como mínimo de estudios primarios para mantener el porcentaje de puntuaciones no computables en torno al 10%.

La escala mostró unos niveles adecuados de aceptabilidad y viabilidad. Los resultados de consistencia interna para la puntuación total de la escala reproducen el intervalo de los niveles de fiabilidad del OLQ-13 de 0,70-0,95 que se han hallado en la literatura médica<sup>40</sup>. No obstante, los niveles de consistencia interna de los 3 dominios cognitivos resultaron moderadamente bajos, en particular para los dominios Comprensibilidad y Significación, lo cual limita el uso y la interpretación de estos dominios de forma separada.

Los atributos de las asunciones escalares se hallaron dentro de los valores estándar utilizables. No obstante, la tasa de éxitos y de éxitos probables (tabla 4) indica que algunos ítems podrían representar aspectos relacionados con más de un dominio de la escala. El análisis factorial confirmó estos hallazgos al no poder disociarse los dominios teóricos de la escala, a excepción del factor 2, que presentó una alta saturación en los ítems del dominio Significación. En convergencia con nuestros hallazgos, Sandell et al<sup>45</sup> comunicaron una estructura multifactorial, con un primer factor asociado sobre todo a los ítems del dominio Comprensibilidad y el segundo asociado principalmente a los de Significación. Este modelo bifactorial



se reprodujo de forma satisfactoria mediante el análisis factorial confirmatorio. Pese a estos resultados, Antonovsky es notablemente explícito al aseverar el carácter teórico y no factorial de los dominios de la escala<sup>1</sup>. Los hallazgos de nuestro estudio se incorporan a la creciente evidencia a favor de la solución multifactorial del constructo SOC frente a la estructura unifactorial propuesta por el autor original<sup>40</sup>.

La validez convergente resultó adecuada con la calidad de vida, depresión y nivel de síntomas y molestias durante los últimos 3 meses. Estudios anteriores en población adulta no anciana habían descrito asociaciones superiores, particularmente con el nivel de calidad de vida asociado a la salud, de modo que nuestros resultados apuntarían a que tal relación puede hacerse más débil con la edad<sup>46,47</sup>. La asociación con el nivel de síntomas y molestias apoya la relación teórica del constructo con salud física y salud autorreferida. Con respecto al neuroticismo, nuestros resultados muestran una asociación de muy escasa magnitud, mientras que estudios previos han comunicado correlaciones de hasta -0,70 con SOC<sup>48,49</sup>. Cabe añadir que la escasa fiabilidad de la escala abreviada de neuroticismo que hemos empleado ( $\alpha$  de Cronbach = 0,36) puede haber producido en parte estos resultados.

Con respecto a los análisis diferenciales, se observó que las puntuaciones de SOC se diferenciaban de forma significativa en grupos establecidos por sexo, tramos de edad, grados de discapacidad e IFE. Estos resultados apoyan de manera especial la estrecha relación entre el SOC y los indicadores de salud, discapacidad y funcionamiento. Las diferencias de mediana observadas tanto en los grupos divididos por las puntuaciones en el WHODAS-12 como por el IFE son congruentes con la adaptabilidad relativa de las puntuaciones de la escala ante acontecimientos traumáticos o incontrolables, como es el caso de la discapacidad y el impacto funcional de la enfermedad<sup>40,50</sup>. Finalmente, los niveles de correlación entre dominios se hallaron dentro del intervalo propuesto de valores utilizables.

Nuestro trabajo indica que la puntuación total del OLQ-13 ofrece una medida fiable y válida para la investigación de la relación de la salud, la discapacidad y el funcionamiento con factores conductuales del afrontamiento en población anciana.

## Componentes del Grupo Español de Estudios Epidemiológicos sobre Envejecimiento

Instituto de Salud Carlos III (Jesús de Pedro, Pablo Martínez-Martín, José Luis del Barrio, Javier Almazán, Fuencisla Avellanal, Raquel Boix, Elena Cerrato, María José Medrano, Ja-

vier Virués). Unidad de Neurología del Hospital Universitario Miguel Hernández de Alicante (Manuel Girón, Jordi Matías-Guiu, José Manuel Moltó). Unidad de Diagnóstico y Tratamiento de la Demencia del Hospital Universitario de Bellvitge de Barcelona (Jordi Gascón, Ramón Reñé). Unidad Psiquiátrica del Hospital Universitario de Santiago de Compostela (Carmen García, Raimundo Mateos, Ramón Ramos). Unidad de Epidemiología Clínica del Hospital Universitario de la Princesa de Madrid (Margarita Alonso, Cristina Fernández, Rafael Gabriel). Unidad de Demencia del Hospital Santa Caterina de Girona (Josep Garre-Olmo, Secundino López-Pousa, Jordi Llinàs-Reglà, Joan Vilalta-Franch). Sección de Neurología del Hospital Donostia en Bidasoa-Hondarribia (Ana de Arce, Alberto Bergareche). Instituto de Geografía y Economía del Centro Superior de Investigaciones Científicas (Gloria Mayoralas, Fermín Rojo). Departamento de Medicina Preventiva de la Universidad Autónoma de Madrid (Ángel Otero, Ángel Rodríguez). Unidad de Neurología del Hospital Virgen del Camino de Pamplona (Julián Benito, Félix Bermejo-Pareja, Jaime Díaz, Saturio Vega, José María Manubens). Hospital General Provincial de Pontevedra (Ángel Aneiros, Manuel Seijo, Ramón Suárez, Eugenio Torres). Unidad de Neurología del Hospital General de Segovia (Jacinto Duarte, Amelia Mendoza, Fernanda Sánchez). Unidad Geriátrica del Hospital Geriátrico Virgen del Valle de Toledo (Antonio Carbonell, Francisco José García, Alejandro Pérez, María Isabel Sánchez). Departamento de Medicina y Psiquiatría de la Universidad de Zaragoza (Antonio Lobo, Pedro Saz).

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Antonovsky A. Unraveling the mystery of health. San Francisco: Jossey-Bass; 1987. p. 138.
- Feldt T, Leskinen E, Kinnunen U, Ruoppila I. The stability of sense of coherence: comparing two age groups in a 5-year-follow-up study. *Pers Individ Dif*. 2003;35:1151-65.
- Skarsater I, Langius A, Agren H, Haggstrom L, Dencker K. Sense of coherence and social support in relation to recovery in first-episode patients with major depression: a one-year prospective study. *Int J Ment Health Nurs*. 2005;14:258-64.
- Cartens J, Spangenberg J. Major depression: a breakdown in sense of coherence? *Psychol Rep*. 1997;80:1121-220.
- Langius A, Björvell H. Coping ability and functional status in a Swedish population sample. *Scan J Caring Sci*. 1993;7:3-10.
- Surtees PG, Wainwright NWJ, Luben R, Khaw K, Day NE. Mastery, sense of coherence, and mortality: evidence of independent associations from the EPIC-Norfolk Prospective Cohort Study. *Health Psychol*. 2006;25:102-10.
- Richardson CG, Ratner PA. Sense of coherence as a moderator of the effects of stressful life events on health. *J Epidemiol Community Health*. 2005;59:979-84.
- Lutgenhorst SK, Vitaliano PP, Tripp-Reimer T, Harvey JH, Lubaroff DM. Sense of coherence moderates the relationship between life stress and natural killer cell activity in healthy older adults. *Psychol Aging*. 1999;14:552-63.
- Cohen M, Kanter Y. Relation between sense of coherence and glycemic control in type 1 and type 2 diabetes. *Behav Med*. 2004;29:175-83.
- Savolainen J, Knuuttila M, Suominen-Taipale L, Martelin T, Nordblad A, Niskanen M, et al. A strong sense of coherence promotes regular dental attendance in adults. *Community Dent Health*. 2004;21:271-6.
- Widen-Holmqvist L, De Pedro-Cuesta J, Holm M, Kostulas V. Intervention design for rehabilitation at home after stroke. A pilot feasibility study. *Scand J Rehabil Med*. 1995;27:43-50.
- Ericsson M, Lindström B. Antonovsky's sense of coherence scale and the relation with health: a systematic review. *J Epidemiol Community Health*. 2006;60:376-81.
- Antonovsky A. The structure and properties of the sense of coherence scale. *Soc Sci Med*. 1993;36:725-33.
- Lundberg O, Nyström-Peck M. A simplified way of measuring sense of coherence: experiences from a population survey in Sweden. *Eur J Public Health*. 1995;5:56-9.
- Schneider G, Driesch G, Kruse A, Wachter M, Nehen HG, Heuft G. What influences self-perception of health in the elderly? The role of objective health condition, subjective well-being and sense of coherence. *Arch Gerontol Geriatr*. 2004;39:227-37.
- López-García E, Banegas JR, Graciano A, Gutiérrez-Fisac JL, Alonso J, Rodríguez-Artalejo F. Valores de referencia de la versión española del cuestionario SF-36 en población adulta de más de 60 años. *Med Clin (Barc)*. 2003;120:568-73.
- Del Barrio JL, De Pedro-Cuesta J, Boix R, Acosta J, Bergareche A, Bermejo-Pareja F, et al. Dementia, stroke and Parkinson's disease in Spanish populations: a review of door-to-door prevalence surveys. *Neuroepidemiology*. 2005;24:179-88.
- Lobo A, Saz P, Marcos G, Díaz JL, De la Cámara C, Ventura T, et al. Revalidación y normalización del Mini-Examen Cognoscitivo (primera versión en castellano del MMSE) en la población general geriátrica. *Med Clin (Barc)*. 1999;112:767-74 [fe de errores: *Med Clin (Barc)*. 1999;113:197].
- Moreno B, Alonso M, Álvarez E. Sentido de coherencia, personalidad resistente, autoestima y salud. *Revista de Psicología de la Salud*. 1997;9:115-35.
- Braam AW, Prince MJ, Beekman AT, Delespaul P, Dewey ME, Geerlings SW, et al. Physical health and depressive symptoms in older Europeans. Results from EUROPE. *Br J Psychiatry*. 2005;187:35-42.
- Badia X, Roset M, Montserrat S, Herdman M, Segura A. La versión española del EuroQoL: descripción y aplicaciones. *Med Clin (Barc)*. 1999;112 Supl 1:78-89.
- Casellas F, Vivancos JL, Sampedro M, Malagelada JR. Relevance of the phenotypic characteristics of Crohn's disease in patient perception of health-related quality of life. *Am J Gastroenterol*. 2005;100:2737-42.
- Casellas F, Arenas JI, Baudet JS, Fábregas S, García N, Gelabert J, et al. Impairment of health-related quality of life in patients with inflammatory bowel disease: a Spanish multicenter study. *Inflamm Bowel Dis*. 2005;11:488-96.
- World Health Organisation. WHODAS II Disability Assessment Schedule. Training manual: a guide to administration. Geneva: World Health Organisation; 2000.
- World Health Organisation. International Classification of Functioning, Disability and Health. Geneva: World Health Organisation; 2001.
- Vázquez-Barquero JJ, Vázquez E, Herrera S, Saiz J, Uriarte M, Moreales F, et al. Versión en lengua española de un nuevo cuestionario de evaluación de discapacidades de la OMS (WHODAS-II): fase inicial de desarrollo y estudio piloto. *Actas Esp Psiquiatr*. 2000;2:77-87.
- Epping-Jordan J, Üstün TB. The WHODAS II: levelling the playing field for all disorders. *WHO Bulletin of Mental Health*. 2000;6:4-5.
- Donmez L, Gokkoca Z, Dedeoglu N. Disability and its effects on quality of life among older people living in Antalya city center, Turkey. *Arch Gerontol Geriatr*. 2005;40:213-23.
- Kim JM, Stewart R, Glozier N, Prince M, Kim SW, Yang SJ, et al. Physical health, depression and cognitive function as correlates of disability in an older Korean population. *Int J Geriatr Psychiatry*. 2005;20:160-7.
- Costa PT, McCrae RR. *Inventario de Personalidad NEO revisado (NEO-PI-R)*. Manual profesional. Madrid: Técnicos Especialistas Asociados; 1996.
- Wilson RS, Barnes LL, Bennett DA, Li Y, Bienios JL, Mendes de Leon CF, et al. Proneness to psychological distress and risk of Alzheimer disease in a biracial community. *Neurology*. 2005;64:380-2.

