

Adaptación y validación transcultural de la Escala de Autotrascendencia de Pamela Reed al contexto español*

Alberto Pena-Gayo¹
Víctor Manuel González-Chordá¹
Águeda Cervera-Gasch¹
Desirée Mena-Tudela¹

Objetivos: el presente estudio tuvo como objetivo adaptar la Escala de Autotrascendencia (Self-Transcendence Scale, STS) al contexto español y analizar sus propiedades psicométricas. Método: la STS se administró a una población española general de adultos (es decir, mayores de 20 años, $n = 116$) por medio de una plataforma en línea. Las escalas de Bienestar Psicológico (EBP) y la de Evaluación Funcional para el Tratamiento de Enfermedades Crónicas – Bienestar Espiritual – versión modificada para personas sanas (FACIT-Sp-Non-Illness) también se aplicaron en dos momentos separados por un intervalo de 15 días. Resultados: los resultados de la validación incluyeron los siguientes parámetros estadísticos: $\alpha_t = 0,772$ (test) y $\alpha_{rt} = 0,833$ (retest); CCI = $0,278$ ($p = 0,097$, intraclase) y $0,932$ ($p < 0,001$, interclase); una confirmación de Bland-Altman de la concordancia de test-retest (TRT, por sus siglas en inglés); índice global de validez de contenido (S-CVI, por sus siglas en inglés) = $0,92$; $r_1 = 0,636$ (EBP) y $r_2 = 0,687$ (FACIT-Non-Illness; ambos $p < 0,001$); y tres factores explicaron el 42.3% de la varianza. La STS mostró una validez aparente y viabilidad positivas. Conclusiones: la versión española de la STS es válida para su uso en la población general, con actualizaciones relativas a la versión colombiana que incluyen redacciones más naturales, correcciones sintácticas, lenguaje inclusivo, una mejor definición de los conceptos y un modelo alternativo factorial.

Descriptores: Adaptación Psicológica; Autotrascendencia; Enfermería Holística; Español; Espiritualidad; Estudios de Validación.

* Artículo parte de la disertación de maestría "Adaptación transcultural y validación de la escala de autotrascendencia de Pamela G. Reed al contexto español", presentada en la Universitat Jaume I, Castellón, Comunidad Valenciana, España.

¹ Universitat Jaume I, Facultad de Ciencias de la Salud, Castellón, Comunidad Valenciana, España.

Cómo citar este artículo

Pena-Gayo A, González-Chordá VM, Cervera-Gasch A, Mena-Tudela D. Cross-cultural adaptation and validation of Pamela Reed's Self-Transcendence Scale for the Spanish context. Rev. Latino-Am. Enfermagem. 2018;26:e3058. [Access   ]; Available in: . DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/1518-8345.2750.3058>.

mes día año

URL

Introducción

A lo largo del ciclo de vida, los seres humanos experimentan circunstancias que pueden desbordar sus recursos de afrontamiento, estableciendo así un proceso dinámico de adaptación que generará un nuevo estado de madurez por medio de una transformación personal. A través de este proceso, surge el concepto de autotranscendencia, que se entiende como la relación entre la personalidad y el comportamiento espiritual de un individuo; este concepto está asociado con la creatividad, la imaginación y la capacidad de aceptar la incertidumbre. El término también está relacionado con la vulnerabilidad, un concepto que alude a la conciencia que tiene la persona sobre su mortalidad.

En el campo de la enfermería, Pamela Reed ha tratado este tema en profundidad en su teoría de la autotranscendencia⁽¹⁻²⁾, que desarrolló a partir del modelo conceptual de Martha Rogers. Reed relaciona la autotranscendencia con la vulnerabilidad y el bienestar. La vulnerabilidad induce una mayor autotranscendencia y ésta, a su vez, un mayor bienestar. Cada uno de estos tres conceptos está regulado por factores mediadores personales y contextuales, que suponen el área donde la enfermería debe actuar. Reed define la autotranscendencia como la capacidad de la persona individual para expandir sus propios límites en las siguientes dimensiones: interpersonal (en relación con los demás), intrapersonal (en relación con la propia persona), transpersonal (en relación con una dimensión espiritual) y temporal (por la integración del pasado y el futuro para dar sentido al presente).

Reed presenta la autotranscendencia como una capacidad evolutiva que proporciona un propósito y significado a la existencia humana frente a los límites individuales y ambientales, que puede ser evaluada en un momento específico del ciclo de vida.

La STS se desarrolló en base a los Recursos para el Desarrollo de la Edad Adulta Tardía (DRLA, por sus siglas en inglés), teniendo en cuenta que un solo factor explicaba el 45.2% de la varianza. Se confirmó su validez de contenido revisando la literatura sobre la conceptualización del ciclo de vida del desarrollo humano y diversos estudios realizados con adultos mayores. En la versión original, se obtuvo una alfa de Cronbach (α) de 0,8, con variaciones en estudios posteriores. Se demuestra su validez de constructo mediante análisis de convergencia (bienestar) y divergencia (depresión).

La STS es actualmente una escala consolidada que ha sido traducida a diferentes idiomas como el coreano, sueco, persa o noruego⁽³⁻⁶⁾; sin embargo, esta escala no ha sido adaptada al contexto español. Existe una referencia con respecto a una versión para adolescentes adaptada al contexto colombiano, aunque los artículos que se mencionan este estudio son manuscritos no

publicados⁽⁷⁻⁸⁾. Se encontró una adaptación y validación transcultural en el contexto colombiano⁽⁹⁾, y esta referencia es la única existente en el idioma español, que muestra una validez interna de $\alpha = 0,85$.

La teoría de la autotranscendencia promueve un enfoque humanista de la enfermería dando prioridad al conjunto de habilidades que suscitan un proceso interno existente en los sistemas humanos complejos y entre los mismos. Su uso en España podría impulsar el comienzo de nuevas investigaciones que complementen esta visión. Por todos estos motivos, se consideró la oportunidad de una adaptación transcultural de la escala y su validación para futuros estudios relacionados con este tema.

El objetivo general de este estudio fue adaptar y validar la STS al contexto español. Los objetivos específicos fueron los siguientes: (a) traducir y adaptar culturalmente la STS utilizando el método de traducción/traducción inversa; (b) analizar la validez de apariencia y contenido a través de la consolidación por medio de un panel de expertos; y (c) realizar un estudio piloto para analizar las propiedades psicométricas de validez y fiabilidad.

Metodología

Se realizó un estudio observacional descriptivo y transversal para la validación de instrumentos entre noviembre de 2016 y septiembre de 2017. Se especificaron los siguientes pasos: (i) adaptación transcultural; (ii) análisis de validez de contenido; (iii) viabilidad y cálculo de las propiedades psicométricas.

Dos traductores titulados nativos de habla hispana participaron en la traducción directa, y otros dos traductores nativos de habla inglesa en la traducción inversa. Se reservó un quinto traductor para posibles desacuerdos, siendo seleccionado utilizando el mismo criterio académico. Los traductores trabajaron independientemente y se les presentó el documento original para su traducción siguiendo las directrices de la Comisión Internacional de Tests (ITC, por sus siglas en inglés). Los resultados se enviaron para proceder a una revisión por pares ciegos con los siguientes preceptos: (a) máxima fidelidad a la escala original; (b) contexto cultural español; (c) objetivo: población general; (d) comprensible para un estudiante de 12 años⁽¹⁰⁾. La plataforma chatstep.com se usó para discutir las diferencias y llegar a un acuerdo. A lo largo del proceso, se siguieron las recomendaciones metodológicas sobre la adaptación transcultural de las escalas de evaluación⁽¹⁰⁻¹²⁾.

La validez del contenido de la STS fue examinada por un grupo de 20 expertos. Los criterios de inclusión para participar en este panel fueron el hecho de ser graduados universitarios en enfermería o psicología,

expertos en investigación y hablantes nativos de español. Los expertos recibieron el cuestionario por correo electrónico y (a) evaluaron la equivalencia conceptual entre la versión traducida y la original (sí/no); (b) evaluaron la relevancia de cada ítem utilizando una escala de Likert de cuatro puntos (donde 1 representa "irrelevante" y 4 representa "altamente relevante"); y (c) proporcionaron sugerencias y comentarios. Se realizó un análisis de validez de contenido por medio del índice de validez de contenido a nivel de ítem (I-CVI, por sus siglas en inglés, con una validez adecuada $\geq 0,8$ para cada ítem) y el S-CVI, donde la validez adecuada es $\geq 0,8$ para la escala en su conjunto⁽¹³⁻¹⁴⁾.

Finalmente, se estudió la viabilidad y las propiedades psicométricas del cuestionario. La escala se administró a una muestra de voluntarios que tenían 20 años o más. Este criterio fue verificado durante la administración de la escala, que se realizó por medio de la plataforma onlineencuesta.com, previa diseminación en las redes sociales y escuelas nacionales de enfermería, y mediante carteles promocionales en la universidad y en los centros de salud y sociales de Alcalá de Henares en Madrid, España. Se siguieron dos criterios en relación al tamaño de la muestra: un mínimo de 50 casos o 5-10 individuos por ítem⁽¹⁵⁾, que implica un número mínimo de 75 casos (15 ítems).

La batería del cuestionario incluía la STS (una escala unidimensional de 15 ítems que mide el grado de autotrascendencia, puntuada mediante una escala Likert ascendente de cuatro puntos, con una puntuación que oscila entre 15 y 60 puntos), la EBP (un instrumento de 29 ítems con seis dimensiones, evaluado con una escala Likert ascendente de seis puntos, con una consistencia interna de $\alpha = 0,84$ [versión en español])⁽¹⁶⁾ y la escala FACIT-Sp-Non-Illness (un instrumento tridimensional de 12 ítems evaluado con una escala Likert de cinco puntos y con una consistencia interna de $\alpha = 0,87$ [versión original])⁽¹⁷⁾. Además, se recogieron variables sociodemográficas (edad, sexo, estado civil, situación laboral, nivel educativo, número de hijos y comunidad autónoma), así como variables de control que registraron la presencia o ausencia de patología crónica, el estado de salud percibido, la hospitalización reciente y el nivel actual de preocupación.

Se estudió la viabilidad en base a los comentarios de los expertos y de los participantes sobre la escala, el tiempo para completarla y el número de respuestas incompletas. La fiabilidad se analizó utilizando el CCI, donde el valor adecuado es $\geq 0,70$. Se analizó la fiabilidad del interobservador (donde el coeficiente de interclase considera a los participantes como observadores y a los ítems como objetos de valoración) y la del intraobservador (donde el de intraclase considera al investigador como observador y a las puntuaciones

como objeto de valoración en dos momentos diferentes). Los participantes recibieron un correo días después de completar el cuestionario con un enlace al retest, que esta vez incluía una variable de control que determinaba si el participante había experimentado cambios importantes en su vida durante ese período. Se utilizó para el análisis la prueba t de Student para muestras pareadas, el gráfico de Bland-Altman⁽¹⁸⁾ (que representa el promedio de cada par de valores de test y retest en un eje horizontal y la diferencia de cada par de valores en un eje vertical), y el gráfico de Kaplan -Meier⁽¹⁸⁾ (que representa la diferencia absoluta entre pares de mediciones en un eje horizontal y la proporción [es decir, el número acumulado] de casos que son al menos iguales a cada una de las diferencias observadas en el eje vertical). El intervalo test-retest (TRT) debe ser adecuado para evitar el sesgo debido a cambios en el fenómeno estudiado (a largo plazo) o en base al recuerdo de las respuestas de la prueba (a corto plazo)⁽¹⁹⁾. Se consideró adecuado un intervalo de 15 días.

Se determinó la validez del criterio en base a la validez concurrente con las escalas EBP y FACIT-Sp-Non-Illness. Se examinó la correlación con la r de Pearson después de estandarizar las puntuaciones en forma de cociente (es decir, la puntuación obtenida dividida por la puntuación máxima posible) que se ordenaron para coincidir con las puntuaciones de la TRT de cada participante. Se examinó la validez de constructo mediante un análisis factorial exploratorio (AFE) y se corroboró mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC). Se calcularon los siguientes índices de bondad de ajuste⁽⁶⁾: (a) chi-cuadrado (χ^2), donde las puntuaciones más pequeñas indican mejores ajustes; (b) error cuadrático medio de aproximación (RMSEA por sus siglas en inglés), cuyo valor $<0,05$ indica un buen ajuste; (c) residuo cuadrático medio estandarizado (SRMR por sus siglas en inglés), cuyo valor $<0,05$ indica un buen ajuste; (d) índice de ajuste comparativo (IAC), cuyo valor $\geq 0,97$ indica un buen ajuste; (e) índice de ajuste normado (IAN) e índice de ajuste no normado (IANN), cuyos valores $\geq 0,90$ y $\geq 0,95$ indican un buen ajuste, respectivamente; (f) índice de bondad de ajuste (IBA), con un valor recomendado de $\geq 0,90$ e índice ajustado de bondad de ajuste (AGFI, por sus siglas en inglés) cuyo valor $\geq 0,85$ muestra un buen ajuste. Como criterio de relevancia de un análisis factorial⁽²⁰⁾, se realizó la prueba de esfericidad de Bartlett (de acuerdo con un determinado valor p) y la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (significativa si $KMO > 0,6$). Se estudió la consistencia interna utilizando el coeficiente alfa de Cronbach ($\alpha \geq 0,70$).

Los análisis estadísticos se realizaron con los paquetes estadísticos "R Commander", "irr", "psych", "RCmdrPlugin.Survival" y "RCmdrPlugin.FactoMineR" utilizando el software R, versión 3.4.1. El gráfico de

Bland-Altman se construyó utilizando Epidat, versión 4.2. Se estableció un nivel de significación de $p \leq 0,05$.

De acuerdo con la legislación actual sobre investigación humana, se solicitó el permiso de los participantes por medio del consentimiento informado, que se introdujo en la plataforma en línea. Se programó una secuencia lógica para continuar sólo en el caso de que los participantes hubieran leído las condiciones y dado su consentimiento; de lo contrario, el usuario era automáticamente redirigido fuera del cuestionario, terminando la intervención. Además, la Comisión Deontológica de la Universidad Jaume I presentó un informe favorable del proyecto de investigación y se solicitó permiso a todos los autores de las escalas utilizadas. De acuerdo con la legislación española sobre protección de datos personales, se registró un archivo para este estudio con la posibilidad de acceso, modificación o cancelación de los datos por parte de los participantes. Los datos fueron archivados y resguardados por el investigador principal, siendo encriptados en un archivo *zip*. Los autores no tienen conflictos de interés sobre los que informar.

Resultados

Dos traductores nativos de habla hispana tradujeron la escala después de acordar las siguientes pautas: (a) se debe usar un verbo indicativo presente en lugar de un gerundio, (b) el tratamiento de cortesía debe reemplazar al tratamiento informal, (c) se debe usar lenguaje inclusivo, (d) se debe respetar la escala original de valoración de ítems, y (e) se pueden hacer modificaciones específicas bajo la premisa: "la traducción no es una ciencia exacta" (nota literal del debate entre los traductores). Un verbo en tiempo presente "interpela al receptor de forma operativa para este tipo de texto" (nota literal). En la traducción inversa, fue necesario usar el quinto traductor. Hubo desacuerdo en los siguientes pares: (a) ítem 9, *yearning/keen*; (b) ítem 10, *move on/succeed*; (c) ítem 12, *meaningful/make sense*; (d) ítem 13, *when necessary/if I were unable*; y (e) ítem 15, *old baggage/past worries*. Se contactó con la autora de la escala, que validó todas las traducciones, excepto el ítem 10.

De los 20 expertos que aceptaron colaborar, uno decidió no evaluar la relevancia de los ítems al no considerarse a sí mismo "experto"; en consecuencia, esta persona sólo participó en la sesión de equivalencia conceptual, en la que sólo los ítems 10 y 15 obtuvieron puntuaciones bajas (0,750 y 0,736). En base a los comentarios de los expertos y de los participantes, las observaciones más frecuentes sugirieron (a) revisar el concepto de "creencias espirituales" porque conduce a

confusión; (b) reforzar la idea de proceso (adaptación dinámica); (c) revisar la traducción del ítem 10 (difuso); (d) revisar la proporcionalidad de la escala de valoración de ítems; y (e) evaluar las sugerencias concretas de traducción. Se consultó a los traductores directos, y de acuerdo con los criterios de la autora, se modificó el ítem 10 y se consolidó la traducción siguiendo las sugerencias proporcionadas por los expertos (por ejemplo, "condición física" reemplazó "capacidades físicas" y "a medida que me hago mayor" reemplazó "a medida que envejezco", entre otros cambios). Por lo tanto, se obtuvo la versión definitiva con la cual se realizó el análisis de validez de contenido; los resultados se muestran en la Tabla 1.

Tabla 1. Índices de validez de contenido por ítem y puntuaciones globales. Alcalá, Madrid, España, 2017

	I-CVI*	Pc†	K‡	S-CVI§
i.1	0,9473	3,6239E-05	0,9473	-
i.2	1	1,9073E-06	1	-
i.3	0,8947	0,0013	0,8945	-
i.4	0,9473	3,6239E-05	0,9473	-
i.5	1	1,9073E-06	1	-
i.6	0,8947	0,0013	0,8945	-
i.7	0,9473	3,6239E-05	0,9473	-
i.8	1	1,9073E-06	1	-
i.9	0,8947	0,0013	0,8945	-
I 10	0,8421	0,0665	0,8308	-
i.11	1	1,9073E-06	1	-
i.12	0,8421	0,0665	0,8308	-
i.13	0,9473	3,6239E-05	0,9473	-
i.14	0,8421	0,0665	0,8308	-
i.15	0,8333	0,1120	0,8122	-
Media	0,92	0,02	0,91	0,92
IC 95%¶	0,88 - 0,95	0,00 - 0,04	0,88 - 0,95	0,88 - 0,95
Versión colombiana	-	-	0,86	0,97

*I-CVI – Índice de validez de contenido a nivel de ítem; †Pc: Probabilidad de Acuerdo Casual; ‡K – Coeficiente Kappa modificado designando el Acuerdo de Relevancia; §S-CVI – Índice global de validez de contenido; ||i.1-15 – Ítems 1-15; ¶IC 95%: intervalos de confianza del 95%

Se reclutó una muestra de 138 participantes. De estos participantes, dos no cumplieron con los criterios de selección (menores de 20 años de edad) y uno no aceptó participar. Un total de 116 participantes completaron el cuestionario; de éstos, 66 aceptaron realizar el retest y 65 lo completaron. La muestra se compuso de 90 mujeres (77,59%) y 26 hombres (22,41%). La edad media de las mujeres fue de 39,71 años (IC 95% = 30,81 - 41,26), y la de los hombres 43,38 años (IC 95% = 41,83 - 52,28). Los otros datos de la estadística descriptiva se muestran en la Tabla 2.

Tabla 2. Estadística descriptiva: Principales variables sociodemográficas (n = 116). Alcalá, Madrid, España, 2017

	H*	%	M†	%	Total	%
Estado civil						
Casado/a	11	9,5	28	24,1	39	33,6
Divorciado/a	2	1,7	12	10,3	14	12,1
Unión de hecho	0	0,0	11	9,5	11	9,5
Soltero/a	13	11,2	36	31,0	49	42,2
Viudo/a	0	0,0	3	2,6	3	2,6
Nivel de educación‡						
Ninguno	0	0,0	0	0,0	0	0,0
Primario	2	1,7	4	3,5	6	5,2
Secundario	5	4,3	10	8,7	15	13,0
Universidad	18	15,7	76	66,1	94	81,7
Situación laboral§						
Desempleado/a	1	0,9	9	8,0	10	8,8
Estudiante	3	2,7	13	11,5	16	14,2
Jubilado/a	1	0,9	2	1,8	3	2,7
Trabajador activo	21	18,6	62	54,9	83	73,5
Desempleo de larga duración	0	0,0	1	0,9	1	0,9
Número de hijos¶						
0	11	9,6	50	43,9	16	53,5
1	4	3,5	13	11,4	17	14,9
2	9	7,9	17	14,9	26	22,8
3	1	0,9	8	7,0	9	7,9
> 3	1	0,9	0	0,0	1	0,9
Enfermedad crónica¶¶						
Sí	7	6,1	28	24,3	35	30,4
No	19	16,5	61	53,0	80	69,6
Hospitalizaciones						
Sí	2	1,7	16	13,8	18	15,5
No	24	20,7	74	63,8	98	84,5
Edad media**	43,3	(41,83-52,28)	39,7	(30,81-41,26)	40,5	(38,11-42,95)

*H - Hombres; †M - Mujeres; ‡1 valor ausente; §2 valores ausentes; ¶3 valores ausentes; ¶¶1 valor ausente; **se muestran los IC 95%

Todas las correlaciones que se obtuvieron entre los pares de las escalas presentaron valores significativos ($p < 0,001$). La mayor correlación fue entre las escalas FACIT-Sp-Non-Illness y EBP, con $r = 0,70$. La STS se correlacionó moderada y positivamente con las escalas anteriores ($r = 0,68$ y $0,63$, respectivamente). La STS mostró una puntuación media más alta para $n = 65$ (esta muestra incluye a los 65 participantes que completaron las partes de test y retest), con una media de $0,86$ ($0,65$ para las escalas FACIT-Sp-Non-Illness y EBP).

Con respecto a la fiabilidad, cuando las puntuaciones de la TRT se consideraron el objeto y el investigador se consideró el observador, el CCI fue $0,278$ ($p = 0,0972$, IC 95% = $-0,183-0,56$). La fiabilidad interobservador fue $0,932$ ($p < 0,001$, IC 95% = $0,891 - 0,963$). La prueba t de Student para muestras pareadas alcanzó un valor p de $0,533$, con un valor estimado de $0,008$ (IC 95% = $-0,017 - 0,034$). Se obtuvo una explicación gráfica de la concordancia de la TRT usando los métodos

de Bland-Altman y Kaplan-Meier, representados en las Figuras 1 y 2. El primero muestra que todas las puntuaciones se encuentran dentro de los intervalos de confianza del 95%, excepto cuatro que muestran altas diferencias de aunque se encuentran dentro de los intervalos de confianza del 95%. El segundo añade que la probabilidad de discordancia disminuye a medida que aumenta la diferencia de la TRT.

La prueba de esfericidad de Bartlett alcanzó un resultado de $\chi^2 = 359,625$, $gl = 1.050$ y $p < 0,001$, y el valor de Kaiser-Meyer-Olkin, un resultado de $0,720$. Las dos confirmaron que el análisis factorial era oportuno. En el AFE, se realizaron varias extracciones porque fueron posibles los modelos de uno, dos, tres y cuatro factores (utilizando valores propios > 1 y cargas factoriales $> 0,30$). Sin embargo, sus valores p ($H_0: x$ son factores suficientes) sólo fueron significativos en el modelo de un factor ($p = 0,0002$) y el modelo de dos factores, aunque el umbral de significación se superó ligeramente ($p =$

0,0545). Al comparar las cargas factoriales de la matriz original con las de las rotaciones varimax y promax, los ítems 3, 6, 8 y 9 constituyeron un factor independiente en todos los modelos, al igual que los ítems 11 y 12. La composición de los modelos se muestra en la Tabla 3, que también muestra los valores propios del modelo de cuatro factores sin rotación y con las rotaciones varimax y promax. La varianza explicada acumulada disminuyó con el número de factores (desde el 41,4% con cuatro factores hasta el 21% con un factor), a diferencia del parámetro chi-cuadrado (χ^2) que aumentó de 55,83 con cuatro factores a 143,69 con un factor. El ajuste individual de los ítems a cada factor (R^2) reveló un mejor ajuste global para el modelo de tres factores, seguido de los modelos de dos, cuatro y un factor, en ese orden. Al menos un factor se correlacionó negativamente en todos los modelos, con valores progresivamente más altos a medida que disminuía el número de factores extraídos (desde -0,26 en el modelo de cuatro factores a -0,46 en el modelo de dos factores). El AFC agregó índices de bondad de ajuste a todos los modelos (Tabla 3). El coeficiente α de Cronbach de la TRT proporcionó los

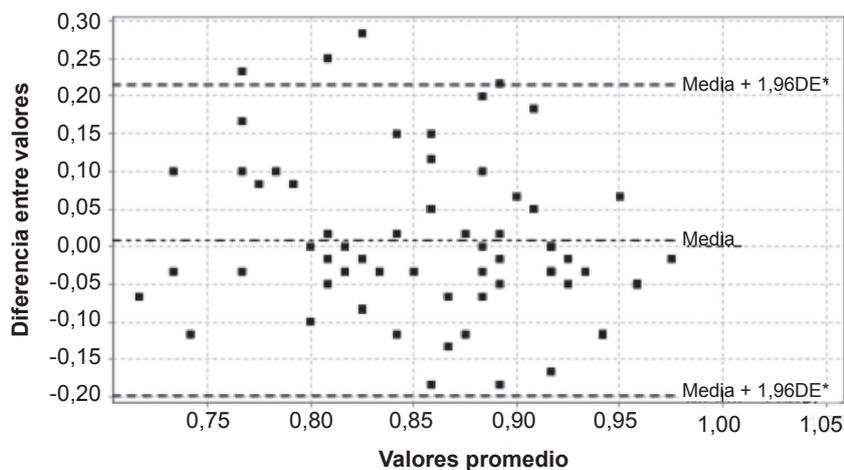
siguientes resultados: $\alpha_t = 0,772$ (0,785 estandarizado) y $\alpha_{rt} = 0,833$ (0,844 estandarizado). Se observó una variación en α al eliminar cada ítem. Al eliminar el ítem 12 en el test, α_t aumentó a 0,783 (0,783), mientras que, sin este ítem, permaneció por debajo del valor inicial. El mismo caso ocurrió en el retest, aumentando α_{rt} a 0,840 (0,841).

Se obtuvieron los siguientes resultados de viabilidad: el 4% del total de participantes realizó comentarios sobre la escala, centrándose principalmente en el concepto de "creencias espirituales" y la desproporcionalidad de la escala de valoración de ítems. El tiempo medio de finalización fue de 13,090 minutos ($p < 0,001$, IC 95% = 11,771 - 14,410), incluido el proceso completo de cumplimentación. Faltaban seis observaciones en las tres escalas en la fase de test (0,09%) y cinco en la fase de retest (0,07%). Con respecto a la STS, faltaba una observación en la fase de test (0,01%) y otra en la de retest (0,1%). De las 138 personas que accedieron a la plataforma, 22 (15,94%) no completaron los cuestionarios ni el resto de la información obligatoria.

Tabla 3. Índices de bondad de ajuste para los modelos de factores resultantes. Alcalá, Madrid, España, 2017

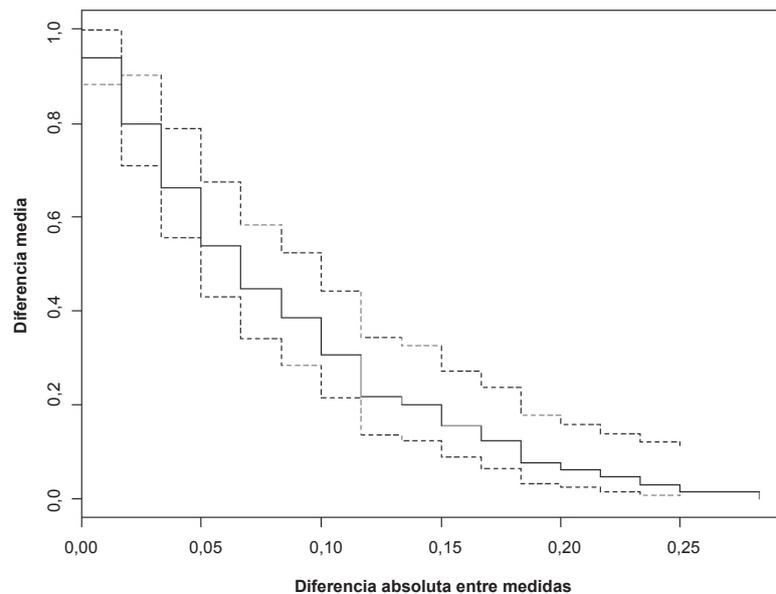
	Cuatro factores*	Tres factores†	Dos factores‡	Un factor§
χ^2 ¶	111,537	111,673	117,577	152,377
p ¶	0,023	0,038	0,022	<0,001
gl**	84	87	89	90
IBA††	0,896	0,896	0,891	0,854
AGFI††	0,852	0,857	0,853	0,806
RMSEA§§	0,053	0,049	0,053	0,077
IAN¶¶	0,707	0,707	0,691	0,600
IANN¶¶	0,875	0,892	0,878	0,736
IAC***	0,900	0,910	0,896	0,774
SRMR†††	0,069	0,068	0,071	0,837

*Modelo de cuatro factores (F1: ítems 3, 6, 8 y 9; F2: 11,12 y 5; F3: 1,2,4,7 y 14; F4: 10,13, y15); †Modelo de tres factores (F1: 3,6,8 y 9; F2: 11 y 12; F3: 1,2,4,5,7,10,13,14, y 15); ‡Modelo de dos factores (F1: 3,6,8 y 9; F2: 1,2,4,5,7,10,11,12,13,14, y 15); §Modelo de un factor (F1: 1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14, y 15); ¶ χ^2 - Chi-cuadrado; ¶ p - significación estadística χ^2 ; **gl - grados de libertad



*DE - Desviación estándar; †TRT - Prueba-reprueba

Figura 1. Gráfico de Bland-Altman del análisis de acuerdo de la TRT†



*TRT - Prueba-reprueba

Figura 2. Curva de Kaplan-Meier del análisis de acuerdo de la TRT*

Discusión

Algunos de los expertos en este estudio realizaron comentarios sobre la pertinencia de la construcción sintáctica de los ítems 2, 4, 5 y 15. Mantener todos los ítems en forma de gerundio implicaba que la persona que respondía al cuestionario no se viera a sí misma en el momento presente, sino fuera del marco espacio-tiempo. Reed desarrolló los ítems para evitar sesgos con personas sanas y medir la capacidad de encontrar bienestar por medio de recursos cognitivos, creativos, sociales, espirituales e introspectivos, independientemente del estado de salud. Según su teoría, la autotranscendencia es una fluctuación *multidimensional* de los límites personales. La persona puede encontrarse a sí misma antes, durante o después de uno o varios procesos de adaptación y esta escala intenta medir el punto de vista de la persona en ese momento de la vida y no durante un momento hipotético de reflexión, que sería una abstracción. Por lo tanto, se necesitaba un equilibrio entre trascendencia y inmanencia para abordar de forma natural un proceso. Por ejemplo, en el caso de una persona que está postrada en cama, y en respuesta al ítem 1, "me veo teniendo pasatiempos o intereses de los cuales disfruto" es adecuado, pero no responde a la realidad del momento; sin embargo, "tengo pasatiempos o intereses de los cuales disfruto" indica que, ya sea activa o pasivamente (aquí interviene la atención de enfermería), la persona realmente disfruta de ciertas actividades. Este cambio crea una diferencia significativa al puntuar la escala. No es tan sólo un

proceso de abstracción sino una adaptación cognitiva, de experiencia y multidimensional.

Los expertos y participantes también mencionaron la necesidad de aclarar las "creencias espirituales" (ítem 12). Consideramos que es necesario discriminar entre espiritualidad y religiosidad a la luz de la situación religiosa en España. De acuerdo con el último barómetro del Centro de Investigación Sociológica (CIS), julio de 2017⁽²¹⁾, el 68.8% de los encuestados (n = 2.490) se consideran católicos; sin embargo, el 58.9% de los creyentes (n = 1.771) no son practicantes. La adaptación de la escala no pretende ajustarse a una situación confesional sino a la intención de la autora. La creación de instrumentos para medir la espiritualidad en el campo de la salud ha generado controversia, y la tendencia durante años ha sido separar ambos conceptos⁽¹⁷⁾. La espiritualidad ha ampliado sus dimensiones, relacionadas con la trascendencia, así como con la búsqueda del propósito y significado de la vida, algo que es individual y nace de la persona. Por otro lado, la religión se considera una participación en creencias dogmáticas, institucionalizadas y sancionadoras, así como en actividades de grupos con un modo particular de vivir la fe⁽¹⁷⁾. Por lo tanto, se consideró justificado el uso de "creencias espirituales"; el problema es de interpretación y no de falta de definición. Este asunto continúa siendo la causa de discrepancias a nivel social y no siempre es bien recibido; en concreto, provocó ciertos comentarios fuera de lugar durante la promoción de este estudio, lo que muestra que este tema no puede considerarse completamente asimilado.

La desproporción en los intervalos de la escala de valoración de ítems se discutió con la autora, quien respondió que su intención era anclar los valores de forma equidistante y permitir evaluaciones subjetivas al puntuar. La autora aprobó la escala propuesta en el estudio actual y propuso una opción alternativa para mostrar sólo los extremos (nada, mucho) con dos opciones intermedias sin valor. Los traductores decidieron respetar la estructura original de la autora por razones psicométricas. Si existe una interpretación común, entonces se entiende que los resultados deberían ser igualmente proporcionales.

La escala resultante obtuvo una buena calificación. Aunque el α de Cronbach no fue excelente, estuvo dentro del rango de valores de las versiones citadas en la introducción (0,77 - 0,83). El conflicto con el ítem 12 (creencias espirituales) se podría explicar por la dificultad de discriminar la espiritualidad y la religión en un solo ítem. En cualquier caso, los aumentos en α_t y α_{rt} al eliminar este ítem son despreciables como para modificar el grado de consistencia interna (diferencia de medias = -0,009; $p = 0,139$, IC 95% = -0,034 - 0,016). La comparación de estos resultados con los ítems que contienen este concepto en la escala FACIT-Sp-Non-Illness reveló una diferencia promedio de -0,006 ($p = 0,106$, IC 95% = -0,015-0,001). Los resultados de ambas escalas seguían la misma dirección, lo que muestra que la relación entre este ítem y la escala no es anómala. Con respecto a las fiabilidades interobservador e intraobservador, el primer coeficiente fue 0,932, lo que indica un acuerdo satisfactorio entre los participantes y que la variabilidad se debe a las diferencias entre los mismos. El último CCI fue 0,278, lo que puede interpretarse como (a) una baja concordancia entre las puntuaciones de la TRT, (b) no fiabilidad de la medida del instrumento, o (c) que este acuerdo se debe parcialmente al azar. Como tal, se debe considerar la limitación en el tamaño de la muestra. Al interpretar los valores del CCI, cualquier clasificación es subjetiva⁽¹⁸⁾. En este caso, la STS podría no ser un instrumento preciso y estas diferencias no pueden evaluarse de manera exacta. No encontramos ninguna referencia para graduar las puntuaciones de la escala y así investigar el grado de desviación; por lo tanto, se desarrolló una valoración alternativa dividiendo la puntuación máxima por 10 (base 10). El resultado fue seis puntos; por lo tanto, una diferencia de un grado equivale a seis puntos (0,10 expresado como fracción). La desviación estándar de las diferencias de medias, indicadas en el gráfico de Bland-Altman, es 0,105 (aproximadamente seis puntos), y los intervalos de confianza son 0,20 (12 puntos). Por lo tanto, la desviación de las puntuaciones no es alta (menos de dos grados o del 20%), y se encuentra

dentro de los intervalos de confianza. Este hallazgo también se muestra en la curva de Kaplan-Meier, que indica que la probabilidad de que la diferencia sea de un grado (0,10 o seis puntos) es aproximadamente de 0,3 (30%). Además, al aumentar esa diferencia ($> 0,10$), la probabilidad de discordancia se reduce progresivamente hasta llegar a cero. La validez aparente fue notable, y la significación general del instrumento, representada por S-CVI, fue de 0,92 (IC 95% = 0,88 - 0,95), lo que indica una alta validez. Las correlaciones con las escalas de referencia mostraron valores p altamente significativos para una correlación moderada; sin embargo, el tamaño de la muestra no es grande, y las tres escalas comparten factores, pero no miden los mismos conceptos. Las medidas de ajuste del AFC determinaron mejores resultados para el modelo de tres factores lo cual no coincide con la base teórica que establece que la escala es unidimensional. Otros estudios también han observado diferencias: la versión coreana⁽³⁾ reveló cuatro factores; la versión persa⁽⁵⁾ dos factores y un estudio noruego que investigó la naturaleza multifactorial de la escala⁽⁶⁾ mostró que el modelo que mejor se ajustaba era el de dos factores. Los resultados en nuestro caso también sugieren que se revelan dos factores principales: el contenido de los ítems 11 y 12 se refiere a una dimensión transpersonal, mientras que el de los ítems 3, 6, 8 y 9 se refiere claramente a una dimensión social. Los ítems restantes comprenden un bloque que mezcla facetas intrapersonales y temporales. El ítem 1, que inicialmente se cargó con el mismo factor que los ítems 11 y 12, se vio forzado a pasar al factor de dimensión intrapersonal para adaptar mejor el modelo a la teoría, proporcionando mejores resultados en el AFC. Por lo tanto, se mantuvo la modificación. Aunque no coincide con las cuatro dimensiones teóricas, el modelo de tres factores fue el más estable.

El tamaño final de la muestra se vio afectado por una limitación de tiempo, lo que pone en riesgo la generalización de los resultados, aunque sean estadísticamente significativos. Otras limitaciones son inherentes a este tipo de estudio, que incluyen (a) el diseño metodológico en sí mismo (es decir, el uso de Internet como medio para completar los cuestionarios favorece el sesgo de selección); (b) que numerosos participantes eran estudiantes universitarios porque el entorno de promoción era cercano al investigador (posible sesgo de selección); (c) la dificultad de establecer un intervalo ajustado de la TRT (posible sesgo de memoria), y (d) desconocer las causas de la no cumplimentación de los cuestionarios o del retest (posible sesgo de información). Además, no había muchos voluntarios disponibles para ser seleccionados como traductores y expertos. Aunque la metodología

sugirió que se utilizaran traductores bilingües y biculturales para ambas fases⁽¹²⁾, esto sólo fue posible para la traducción inversa; sin embargo, este criterio sólo se recomienda, sin que sea considerado esencial.

La versión de referencia colombiana⁽⁹⁾ mostró resultados similares, con diferencias en la estructura factorial (un solo factor explicó el 36,8% de la varianza).

Conclusiones

Los resultados de este estudio justifican la validez y aplicabilidad de esta escala en España. Aunque esta línea de investigación debe ser continuada con los ajustes adecuados, concluimos que ya existe un punto de partida, lo que implica que se ha cumplido el objetivo de la investigación (elaborar la versión en español de la STS).

En comparación con la versión colombiana, las variaciones aportadas constituyen un cambio significativo, motivado por el análisis crítico de esta adaptación transcultural. Sin tener en cuenta estas diferencias, esta nueva versión ofrece las siguientes mejoras: (a) una escritura más natural y fluida, (b) mayor corrección sintáctica, (c) el uso de un lenguaje inclusivo, (d) una población objetivo extendida, (e) una definición conceptual mayor, y (f) un modelo alternativo factorial. Debe mantenerse un equilibrio dinámico para permitir la mejora de sus propiedades psicométricas, que siguen siendo relevantes.

References

1. Reed P. Toward a nursing theory of self-transcendence: Deductive reformulation using developmental theories. *Adv Nurs Sci*. [Internet]. 1991 [cited Apr 18, 2018]; 13(4):41-6. Available from <http://dx.doi.org/10.1097/00012272-199106000-00008>.
2. Reed P. Demystifying self-transcendence for mental health nursing practice and research. *Arch Psychiatr Nurs*. [Internet]. 2009 [cited April 18, 2018]; 23(5):397-400. Available from <https://doi.org/10.1016/j.apnu.2009.06.006>.
3. Kim SS, Reed PG, Kang Y, Oh J. Translation and psychometric testing of the Korean versions of the Spiritual Perspective Scale and the Self-transcendence Scale in Korean elders. *J Korean Acad Nurs*. [Internet]. 2012 [cited Jul 6, 2017]; 42(7):974-83. Available from <https://www.jkan.or.kr/DOIx.php?id=10.4040/jkan.2012.42.7.974>.
4. Lundman B, Arestedt K, Norberg A, Norberg C, Fischer RS, Lövhheim H. Psychometric properties of the Swedish version of the Self-transcendence Scale among very old people. *J Nurs Meas*. [Internet]. 2015 [cited Jun 14, 2017]; 23(1):96-111. Available from <https://search.proquest.com/docview/1673956913?accountid=15297>.
5. Shirinabadi Farahani A, Rassouli M, Yaghmaie F, Alavi Majd H, Sajjadi M. Psychometric properties of the Persian version of the Self-transcendence Scale: adolescent version. *IJCBNM*. [Internet]. 2016 [cited Jul 12, 2017]; 4(2):157-67. Available from <http://ijcbnm.sums.ac.ir/index.php/ijcbnm/article/view/468>.
6. Haugan G, Rannestad T, Garasen H, Hammervold R, Espnes GA. The Self-transcendence Scale: an investigation of the factor structure among nursing home patients. *J Holist Nurs*. [Internet]. 2012 [cited Jul 12, 2017]; 30(3):147-59. Available from <http://journals.sagepub.com/doi/10.1177/0898010111429849>.
7. Quiceno JM, Vinaccia S, Remor E. Empowerment program of resilience for rheumatoid arthritis patients. *Rev Psicopatol Psicol Clín*. [Internet]. 2011 [cited Jun 12, 2017]; 16(1):27-47. Available from <http://revistas.uned.es/index.php/RPPC/article/view/10349>.
8. Quiceno JM, Vinaccia S. Quality of life in adolescents: analysis from personal strengths and negative emotions. *Terapia Psicol*. [Internet]. 2014 [cited Jun 14, 2017]; 32(3):185-200. Available from <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=78533394002>.
9. Díaz-Heredia LP. Health promotion: self-transcendence, spirituality and well being in no consumers of alcohol and moderate consumers of alcohol. Thesis. Universidad Nacional de Colombia. [Internet]. 2012 [cited Jul 8, 2017]. Available from <http://www.bdigital.unal.edu.co/8050/>.
10. Ramada-Rodilla JM, Serra-Pujadas C, Delclós-Clanchet GL. Cross-cultural adaptation and health questionnaires validation: revision and methodological recommendations. *Salud Pública México*. [Internet]. 2013 [cited Jun 2, 2017]; 55(1):57-66. Available from <https://scielosp.org/pdf/spm/v55n1/v55n1a09.pdf>.
11. Cardoso-Ribeiro C, Gómez-Conesa A, Hidalgo-Montesinos MD. Methodology for the adaptation of evaluation instruments. *Fisioterapia*. [Internet]. 2010 [cited Jul 5, 2017]; 32(6):264-70. Available from <http://www.elsevier.es/es-revista-fisioterapia-146-pdf-S0211563810000829-S300>.
12. Gaité L, Ramírez N, Herrera S, Vázquez-Barqueiro JL. Translation and Cross-cultural adaptation of evaluation instrument in Psychiatry: methodological issues. *Arch Neurobiol*. [Internet]. 1997 [cited Jun 2, 2017]; 60(2):91-111. Available from: <https://www.researchgate.net/publication/230554750>.
13. Polit DF, Beck CT, Owen SV. Is the CVI an acceptable indicator of content validity? Appraisal and recommendations. *Res Nurs Health*. [Internet]. 2007 [cited Jun 12, 2017]; 30(4):459-467. Available from: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/nur.20199>.

14. Polit DF, Beck CT. The Content Validity Index: Are You Sure You Know What's Being Reported? Critique and Recommendations. *Res Nurs Health*. [Internet]. 2005 [cited Jun 12, 2017]; 29(5):489-97. Available from <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/nur.20147>.
15. Carretero-Dios H, Pérez C. Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *Int J Clin Health Psychol*. [Internet]. 2005 [cited Jul 4, 2017]; 5(3):521-551. Available from <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=33705307>.
16. Díaz D, Rodríguez-Carvajal R, Blanco A, Moreno-Jiménez B, Gallardo I, Valle C, et al. Spanish adaptation of the Psychological Well-Being Scales. *Psicothema*. [Internet]. 2006 [cited Jun 4, 2017]; 18(3):572-577. Available from <http://www.psicothema.com/psicothema.asp?id=3255>.
17. Peterman AH, Fitchett G, Brady MJ, Hernández L, Cella D. Measuring spiritual well-being in people with cancer: the Functional Assessment of Chronic Illness Therapy - Spiritual Well-Being Scale (FACIT-Sp). *Ann Behav Med*. [Internet]. 2002 [cited Jul 2, 2017]; 24(1):49-58. Available from https://link.springer.com/article/10.1207/S15324796ABM2401_06.
18. Pita-Fernández S, Pértegas-Díaz S, Rodríguez-Maseda E. Reliability in clinical measurements: concordance analysis for numerical variables. *Cad Atención Primaria*. [Internet]. 2003 [cited Jul 22, 2107]; 10(4):290-6. Available from https://www.fisterra.com/mbe/investiga/conc_numerica/conc_numerica.asp.
19. Carvajal A, Centeno C, Watson R, Martínez M, Sanz-Rubiales A. How is an instrument for measuring health to be validated? *An Sist Sanit Navar*. [Internet]. 2011 [cited Jun 2, 2017]; 34(1):63-72. Available from <https://recyt.fecyt.es/index.php/ASSN/article/view/10317>.
20. Lloret-Segura S, Ferreres-Traver A, Hernández-Baeza A, Tomás-Marco I. Exploratory Item Factor Analysis: A practical guide revised and updated. *Anales Psicol*. [Internet]. 2014 [cited Jul 16, 2017]; 30(3):1151-69. Available from <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=16731690031>.
21. Centro de Investigaciones Sociológicas (Spanish Sociological Research Centre) CIS. [Internet]. 2017 [cited Aug 10, 2017]. Available from http://www.cis.es/cis/opencm/ES/1_encuestas/estudios/ver.jsp?estudio=14352.

Recibido: 20.04.2018

Aceptado: 01.08.2018

Autor correspondiente:

Desirée Mena-Tudela

E-mail: dmena@uji.es

 <https://orcid.org/0000-0003-1596-3064>

Copyright © 2018 Revista Latino-Americana de Enfermagem

Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos de la Licencia Creative Commons CC BY.

Esta licencia permite a otros distribuir, mezclar, ajustar y construir a partir de su obra, incluso con fines comerciales, siempre que le sea reconocida la autoría de la creación original. Esta es la licencia más servicial de las ofrecidas. Recomendada para una máxima difusión y utilización de los materiales sujetos a la licencia.