

## Adaptação cultural da Escala de Autotranscendência de Pamela Reed ao contexto espanhol\*

Alberto Pena-Gayo<sup>1</sup>  
Víctor Manuel González-Chordá<sup>1</sup>  
Águeda Cervera-Gasch<sup>1</sup>  
Desirée Mena-Tudela<sup>1</sup>

**Objetivos:** o presente estudo teve como objetivo adaptar a Escala de Autotranscendência (Self-Transcendence Scale - STS) ao contexto espanhol e analisar as suas propriedades psicométricas. **Método:** a STS foi aplicada a uma amostra da população geral de espanhóis adultos (maiores de 20 anos de idade;  $n = 116$ ) através de uma plataforma online. Também foram aplicadas as escalas de Bem Estar Psicológico (Psychological Well-Being-PWB) e Avaliação Funcional do Tratamento de Doenças Crônicas, Bem Estar Espiritual modificada para sujeitos saudáveis (Functional Assessment of Chronic Illness Therapy, Spiritual Well-being, modified version for healthy people-FACIT-Sp-Non-Illness) em dois momentos, com intervalo de 15 dias. **Resultados:** os resultados da validação incluem:  $\alpha_t = 0,772$  (teste) e  $\alpha_r = 0,833$  (reteste); CCI = 0,278 ( $p = 0,097$ , intraclasses) e 0,932 ( $p < 0,001$ , interclasses); confirmação de concordância no teste-reteste (TRT) pelo método do Bland-Altman; coeficiente global de validade de conteúdo (CVC) = 0,92;  $r_1 = 0,636$  (PWB) and  $r_2 = 0,687$  (FACIT-Non-Illness;  $p < 0,001$  em ambos); três fatores explicaram 42,3% da variância. A STS teve validade aparente e viabilidade positivas. **Conclusões:** a versão espanhola da STS é válida para uso na população geral, e traz atualizações em relação à versão colombiana, incluindo expressões mais naturais, correções sintáticas e linguísticas, melhor definição dos conceitos e um modelo fatorial alternativo.

**Descritores:** Adaptação Psicológica; Auto-Transcendência; Enfermagem Holística; Espanhol; Espiritualidade; Estudos de Validação.

\* Artigo extraído da dissertação de mestrado "Adaptación transcultural y validación de la escala de autotranscendencia de Pamela G. Reed al contexto español", apresentada à Universitat Jaume I, Castellón, Comunidad Valenciana, Espanha.

<sup>1</sup> Universitat Jaume I, Facultad de Ciencias de la Salud, Castellón, Comunidad Valenciana, Espanha.

### Como citar este artigo

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>.

↑  
↑  
↑  
mês dia ano

↑  
URL

## Introdução

Ao longo do seu ciclo de vida, os seres humanos vivenciam circunstâncias que podem ultrapassar a sua capacidade de enfrentamento, levando a um processo dinâmico de adaptação, que traz um novo estado de maturidade através da transformação pessoal. Nesse processo emerge o conceito de autotranscendência, que pode ser entendido como a relação entre a personalidade e os comportamentos espirituais de uma pessoa; este conceito está associado a criatividade, imaginação e capacidade para aceitar incertezas. O termo também se relaciona com vulnerabilidade, conceito que alude à percepção de uma pessoa com relação à sua mortalidade.

Na área de enfermagem, Pamela Reed tem discutido esse tópico profundamente em sua teoria da autotranscendência<sup>(1-2)</sup>, desenvolvido a partir do modelo conceitual formulado por Martha Rogers. Reed relaciona a autotranscendência à vulnerabilidade e ao bem estar. A vulnerabilidade estimula maior autotranscendência, que, por sua vez, leva a maior bem estar. Cada um desses três conceitos é regulado por fatores mediadores pessoais e contextuais, que representam um campo de ação para a enfermagem. Reed define a autotranscendência como a capacidade de um sujeito de expandir seus limites nas seguintes dimensões: interpessoal (em relação aos outros), intrapessoal (em relação a si mesmo(a)), transpessoal (em relação à dimensão espiritual) e temporal (através da integração do passado e do futuro para dar sentido ao presente).

Reed apresenta a autotranscendência como uma habilidade evolutiva, que fornece propósito e sentido à existência humana perante os limites individuais e ambientais, e que pode ser avaliada num momento específico do ciclo de vida.

A Escala de Autotranscendência (Self-Transcendence Scale – STS) foi desenvolvida a partir dos Recursos de Desenvolvimento na Idade Adulta Tardia (Developmental Resources of Later Adulthood – DRLA), sendo observado que um único fator explicava 45,2% da variância. A validade de conteúdo foi confirmada a partir do contraste com a literatura sobre a conceitualização do ciclo de vida do desenvolvimento humano e diversos estudos realizados com idosos. Na versão original, o alfa ( $\alpha$ ) de Cronbach foi de 0,8, apresentando variações nos estudos posteriores. A validade de construto foi demonstrada através de análise de convergência (bem estar) e de divergência (depressão).

Atualmente, a STS é uma escala consolidada, tendo sido traduzida para diversas línguas, como coreano, sueco, persa e norueguês<sup>(3-6)</sup>; porém, a escala ainda não foi adaptada ao contexto espanhol. Existe uma

referência a uma versão para adolescentes adaptada ao contexto colombiano, no entanto, os artigos que citam esse trabalho são manuscritos não publicados<sup>(7-8)</sup>. Foi localizada uma adaptação cultural e validação para o contexto colombiano<sup>(9)</sup>, sendo a única referência na língua espanhola; nesse estudo, a validade interna foi de  $\alpha = 0,85$ .

A teoria da autotranscendência promove uma abordagem humanista da enfermagem, que começa pela prioridade dada a um conjunto de habilidades técnicas, passando para outras que estimulam um processo interior dentro e entre sistemas humanos complexos. A aplicação da mesma na Espanha pode desencadear novas pesquisas que complementem essa perspectiva. Por todos esses motivos, foi considerada pertinente a adaptação cultural e validação da escala para estudos futuros sobre o tema.

O objetivo geral do presente estudo foi adaptar e validar a STS para o contexto espanhol. Os objetivos específicos foram os seguintes: (a) traduzir e realizar a adaptação cultural da STS através do método de tradução direta/reversa; (b) analisar sua validade aparente e de conteúdo, através da consolidação por um painel de juízes; e (c) realizar um estudo piloto para avaliar as propriedades psicométricas de validade e confiabilidade.

## Metodologia

Foi realizado um estudo transversal, descritivo e observacional para validar o instrumento entre novembro de 2016 e setembro de 2017. Foram seguidas as seguintes etapas: (i) adaptação cultural, (ii) análise da validade de conteúdo, e (iii) avaliação da viabilidade e propriedades psicométricas.

Dois tradutores, falantes nativos do espanhol, realizaram a tradução direta, e dois tradutores falantes nativos do inglês participaram na tradução reversa. Um quinto tradutor foi incluído para resolver possíveis discordâncias, que foi selecionado de acordo com os mesmos critérios acadêmicos. Os tradutores trabalharam independentemente, e receberam o documento original para ser traduzido segundo as diretrizes da Comissão Internacional de Testes (International Test Commission – ITC). Os resultados foram submetidos a revisão cega por pares, baseada nos seguintes preceitos: (a) máxima fidelidade à escala original, (b) contexto cultural espanhol, (c) população-alvo genérica, e (d) compreensível por um estudante de 12 anos de idade<sup>(10)</sup>. A plataforma chatstep.com foi utilizada para a discussão de divergências e chegar a um consenso. Ao longo do processo foram seguidas as recomendações metodológicas para a adaptação cultural de escalas de avaliação<sup>(10-12)</sup>.

A validade de conteúdo da STS foi avaliada por um grupo de 20 juízes. Os critérios de inclusão para participar no painel foram: ter graduação universitária em enfermagem ou psicologia, ser especialista em pesquisa e ser falante nativo do espanhol. Os juízes receberam o questionário por correio eletrônico e (a) avaliaram a equivalência conceitual entre a versão traduzida e a original (sim/não), (b) avaliaram a relevância de cada item através de uma escala tipo Likert de quatro pontos (onde 1 significa "irrelevante" e 4 "altamente relevante"), e (c) acrescentaram sugestões e comentários. A análise da validade de conteúdo foi realizada a partir do índice de validade de conteúdo (IVC; onde validade adequada  $\geq 0,8$  para cada item) e do coeficiente global de validade de conteúdo (CVC, onde validade adequada  $\geq 0,8$  para o questionário completo)<sup>(13-14)</sup>.

Finalmente, foram estudadas a viabilidade e as propriedades psicométricas do questionário. A escala foi aplicada a uma amostra de voluntários com 20 ou mais anos de idade. Esse critério foi verificado durante a aplicação da escala, que ocorreu utilizando o aplicativo onlineencuesta.com, prévia divulgação através de redes sociais, nas escolas nacionais de enfermagem e pôsteres promocionais na universidade, centros de saúde e sociais de Alcalá de Henares, Madrid, Espanha. O tamanho amostral foi calculado com base em dois critérios: mínimo de 50 casos ou 5 a 10 sujeitos por item<sup>(15)</sup>, o que apontou um mínimo de 75 casos (15 itens).

A bateria de instrumentos consistiu do STS (escala unidimensional com 15 itens, que avalia o grau de autotranscendência numa escala de tipo Likert de quatro pontos; a pontuação varia entre 15 e 60 pontos), a Escala de Bem Estar Psicológico (Psychological Well-Being-PWB) (instrumento com 29 itens e seis dimensões, respondido numa escala tipo Likert de seis pontos, com consistência interna de  $\alpha = 0,84$  [versão espanhola])<sup>(16)</sup> e a Avaliação Funcional do Tratamento de Doenças Crônicas, Bem Estar Espiritual versão modificada para sujeitos saudáveis (Functional Assessment of Chronic Illness Therapy, Spiritual Well-being, modified version for healthy people-FACIT-Sp-Non-Illness) (instrumento com 12 itens e 3 dimensões, respondido numa escala tipo Likert de cinco pontos, com consistência interna  $\alpha = 0,87$  [versão original])<sup>(17)</sup>. Além disso, foram coletadas variáveis sociodemográficas (idade, sexo, estado civil, situação ocupacional, escolaridade, número de filhos e comunidade autônoma) e variáveis de controle para registrar a presença ou ausência de patologias crônicas, autopercepção do estado de saúde, hospitalizações recentes e nível atual de preocupações.

A viabilidade foi avaliada a partir dos comentários dos juízes e dos participantes quanto à escala, o tempo

para preenchê-la e o número de itens não respondidos. A confiabilidade foi avaliada a partir do coeficiente de correlação intraclassa (CCI), sendo valores  $\geq 0.70$  considerados adequados. Foi analisada a confiabilidade interexaminadores (os participantes são considerados observadores e os itens são considerados objetos de valoração) e intraexaminadores (o pesquisador é considerado observador e os escores, o objeto de valoração em dois momentos diferentes). Para tanto, os participantes receberam uma mensagem alguns dias depois da primeira aplicação do questionário, com um novo link para o mesmo, que dessa vez incluía uma variável de controle para determinar se os participantes tinham sofrido grandes mudanças em suas vidas nesse intervalo de tempo. A análise foi realizada utilizando o teste t de Student para amostras pareadas, o gráfico de Bland-Altman<sup>(18)</sup> (que representa a média de cada par de valores no teste-reteste no eixo horizontal e a diferença entre cada par no eixo vertical), e o gráfico de Kaplan-Meier<sup>(18)</sup> (que representa a diferença absoluta entre pares de medidas no eixo horizontal e a proporção [isto é, o número acumulado] de casos pelo menos iguais a cada uma das diferenças observadas no eixo vertical). O intervalo no teste-reteste (TRT) deve ser adequado para evitar vieses devido a mudanças no fenômeno estudado (longo prazo) ou à lembrança das respostas dadas no teste (curto prazo)<sup>(19)</sup>. O intervalo de 15 dias foi considerado adequado.

A validade de critério foi avaliada a partir da validade concorrente com as escalas PWB e FACIT-Sp-Non-Illness. A correlação foi avaliada através do  $r$  de Pearson, depois de padronizar os escores na forma de razões (ou seja, o escore obtido dividido pelo máximo escore possível) a fim de coincidir com os escores do TRT de cada participante. A validade de construto foi testada através de análise fatorial exploratória (AFE) e corroborada através de análise fatorial confirmatória (AFC). Foram calculados os seguintes índices de ajuste<sup>(6)</sup>: (a) qui-quadrado ( $\chi^2$ ), no qual escores mais baixos denotam melhor ajuste; (b) raiz do erro quadrático médio de aproximação (RMSEA), no qual valores  $< 0,05$  denotam bom ajuste; (c) raiz do erro médio quadrático residual padronizado (SRMR), no qual valores  $< 0,05$  denotam bom ajuste; (d) índice de ajuste comparativo (CFI), no qual valores  $\geq 0,97$  denotam bom ajuste; (e) índice de ajuste normalizado (NFI) e não normalizado (NNFI), nos quais valores  $\geq 0,90$  e  $\geq 0,95$ , respectivamente, denotam bom ajuste; e (e) índice de qualidade de ajuste (GFI), cujo valor recomendado é  $\geq 0,90$ , e GFI ajustado (AGFI), no qual valores  $\geq 0,85$  denotam bom ajuste. Como critérios da relevância da análise fatorial, foram realizados o teste de esfericidade de Bartlett (segundo o valor de  $p$ ) e o teste de Kaiser-Meyer-Olin (significativo quando  $KMO > 0,6$ ).

A consistência interna foi avaliada através do coeficiente de alfa de Cronbach ( $\alpha \geq 0,70$ ).

As análises estatísticas foram realizadas com os pacotes estatísticos "R Commander", "irr", "psych", "RCmdrPlugin.Survival" e "RCmdrPlugin.FactoMineR" do programa R, versão 3.4.1. O gráfico de Bland-Altman foi construído com Epidat, versão 4.2. O nível de significância foi determinado como  $p \leq 0,05$ .

De acordo com a legislação em vigor sobre pesquisa com seres humanos, os participantes foram solicitados a assinar um Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE), que foi inserido na plataforma online. Foi programada uma sequência lógica, que só teria prosseguimento caso os participantes lessem as condições e assinassem o TCLE. Caso contrário, o usuário era automaticamente excluído do questionário, concluindo assim a intervenção. Além disso, a Comissão Deontológica da Universidade Jaume I emitiu um parecer favorável à pesquisa. Foi solicitada autorização para uso a todos os autores das escalas utilizadas. De acordo com a legislação espanhola quanto à proteção de dados pessoais, foi criado um arquivo passível de acesso, modificação ou cancelamento dos dados pelos participantes. Os dados foram armazenados e arquivados pelo investigador principal, criptografados num arquivo .zip. Os autores declaram não terem qualquer conflito de interesses.

## Resultados

Dois tradutores, falantes nativos do espanhol, traduziram a escala depois de concordarem com as seguintes diretrizes: (a) uso do presente do indicativo ao invés de gerúndios, (b) tratamento de cortesia em vez do informal, (c) uso de linguagem inclusiva, (d) respeito pela escala original de valoração dos itens, e (e) inclusão de modificações sob o princípio de que "a tradução não é uma ciência exata" (observação literal resultante das discussões entre os tradutores). O verbo no tempo presente "interpreta o receptor de maneira operacional neste tipo de texto" (observação literal). Na tradução reversa, foi necessária a contribuição do quinto tradutor. Foram especificados os seguintes pares: (a) item 9 anseio/empolgado; (b) item 10 ir em frente/ter sucesso; (c) item 12, significativo/faz sentido; (d) item 13, quando necessário/se eu fosse incapaz; e (e) item 15 bagagem antiga/preocupações passadas. Foi contatada a autora da escala, que validou todas as traduções, exceto a do item 10.

Dos 20 juízes que aceitaram participar, um optou por não avaliar a relevância dos itens, depois de não aceitar o termo "juiz". Assim, esta pessoa só participou na sessão dedicada à equivalência conceitual, na qual só os itens 10 e 15 obtiveram pontuação baixa

(0,750 e 0,736). A partir dos comentários dos juízes e dos participantes, as observações mais frequentes indicaram a necessidade de (a) revisão do conceito de "crenças espirituais", porque leva a confusão; (b) reforçar a ideia de processo (adaptação dinâmica); (c) revisão da tradução do item 10 (difusa); (d) revisão da proporcionalidade da escala de valoração dos itens; e (e) avaliação das sugestões específicas de tradução. Os tradutores que realizaram a tradução direta foram consultados, e seguindo os critérios da autora, o item 10 foi modificado e sua tradução corrigida de acordo com as sugestões feitas (por exemplo, o termo "capacidades físicas" foi substituído por "condições físicas", e "à medida que envelheço" por "à medida que me torno idoso", entre outros). Assim foi desenvolvida a versão definitiva, que foi submetida à análise da validade de conteúdo; os resultados estão apresentados na Tabela 1.

Tabela 1. Índices de validade de conteúdo de acordo com os escores de cada item e global. Alcalá, Madri, Espanha, 2017

	IVC*	Pc†	κ‡	CVC§
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	-
Média	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
Versão colombiana	-	-	0,86	0,97

\*IVC - cálculo da validade no nível de itens; †Pc - probabilidade de concordância ao acaso; ‡κ - coeficiente Kappa modificado indicando concordância sobre relevância; §CVC - média geral da escala; ||i.1-15 - itens 1-15; ¶IC95% - intervalo de confiança de 95%

Foi recrutada uma amostra com 138 participantes. Dos mesmos, dois não cumpriram os critérios de seleção (idade menor de 20 anos) e um se recusou a participar. Um total de 116 participantes completaram o questionário, dentre eles, 66 aceitaram participar no reteste, e 65 o completaram. A amostra esteve composta de 90 participantes do sexo feminino (77,59%) e 26 do sexo masculino (22,41%). A idade média das mulheres foi de 39,71 anos (IC 95%= 30,81 - 41,26) e a dos homens 43,38 anos (IC 95%= 41,83 - 52,28). O restante da estatística descritiva é apresentado na Tabela 2.

Tabela 2. Estatística descritiva: principais variáveis sociodemográficas (n=116). Alcalá, Madri, Espanha, 2017

	H*	%	M†	%	Total	%
<i>Estado civil</i>						
Casado(a)	11	9,5	28	24,1	39	33,6
Divorciado(a)	2	1,7	12	10,3	14	12,1
União estável	0	0,0	11	9,5	11	9,5
Solteiro(a)	13	11,2	36	31,0	49	42,2
Viúvo(a)	0	0,0	3	2,6	3	2,6
<i>Escolaridade‡</i>						
Nenhuma	0	0,0	0	0,0	0	0,0
Primeiro grau	2	1,7	4	3,5	6	5,2
Segundo grau	5	4,3	10	8,7	15	13,0
Superior	18	15,7	76	66,1	94	81,7
<i>Situação ocupacional§</i>						
Desempregado(a)	1	0,9	9	8,0	10	8,8
Estudante	3	2,7	13	11,5	16	14,2
Aposentado(a)	1	0,9	2	1,8	3	2,7
Ativo(a)	21	18,6	62	54,9	83	73,5
Desemprego prolongado	0	0,0	1	0,9	1	0,9
<i>Número de filhos¶</i>						
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
<i>Doenças crônicas¶</i>						
Sim	7	6,1	28	24,3	35	30,4
Não	19	16,5	61	53,0	80	69,6
<i>Hospitalizações</i>						
Sim	2	1,7	16	13,8	18	15,5
Não	24	20,7	74	63,8	98	84,5
<i>Idade média**</i>	43,3	(41,83-52,28)	39,7	(30,81-41,26)	40,5	(38,11-42,95)

\*H - homens; †M - mulheres; ‡1 dado faltante; §2 dados faltantes; ¶3 dados faltantes; ¶1 dado faltante; \*\*IC 95% estão indicados

Todas as correlações entre pares de escalas foram significativas ( $p < 0,001$ ). A maior correlação foi observada entre a FACIT-Sp-Non-Illness e a PWB,  $r = 0,70$ . A STS teve correlação positiva e moderada com as outras duas ( $r = 0,68$  e  $0,63$ , respectivamente). A STS teve maior escore médio para  $n=65$  (esta amostra inclui os 65 participantes que participaram no teste-reteste),  $0,86$  (versus  $0,65$  na FACIT-Sp-Non-Illness e na PWB).

Quanto à confiabilidade, quando os escores no TRT foram considerados o objeto, e o pesquisador, o observador, o CCI foi  $0,278$  ( $p = 0,0972$ , IC 95% =  $-0,183 - 0,56$ ). A confiabilidade inter-observador foi de  $0,932$  ( $p < 0,001$ , IC 95% =  $0,891 - 0,963$ ). O valor de  $p$  no teste t de Student para amostras pareadas foi  $0,533$ , com valor estimado de  $0,008$  (IC 95% =  $-0,017 - 0,034$ ). Com os métodos de Bland-Altman e Kaplan-Meier, obteve-se uma explicação gráfica da concordância no TRT, representada nas Figuras 1 e 2. A primeira demonstra que todos os escores se encontram dentro do

IC 95%, exceto quatro, que tiveram elevadas diferenças no TRT. A segunda não só demonstra que todas as diferenças se encontram dentro do IC 95%, mas também que a probabilidade de discordância diminui na medida em que aumenta a diferença no TRT.

No teste de esfericidade de Bartlett, o valor de  $\chi^2$  foi  $359,625$ ,  $gl = 1.050$ , e  $p < 0,001$ . O resultado do teste de Kaiser-Meyer-Olin,  $0,720$ , confirmou a relevância da análise fatorial. Na AFE, foram realizadas diversas extrações, porque foram possíveis modelos com um, dois, três e quatro fatores (com autovalor  $> 1$  e cargas fatoriais  $> 0,30$ ). No entanto, o valor de  $p$  ( $H_0$ :  $x$  fatores são suficientes) só foi significativo nos modelos com um ( $p = 0,0002$ ) e dois fatores, embora o limite da significância foi levemente excedido ( $p = 0,0545$ ). Na comparação das cargas fatoriais da matriz original com os correspondentes da rotação Varimax e Promax, os itens 3, 6, 8 e 9 compuseram um fator independente em todos os modelos, assim como

também os itens 11 e 12. A composição dos modelos é apresentada nas Tabelas 4 e 5, que também descrevem os autovalores do modelo com quatro fatores sem rotação e com rotação Varimax e Promax. A variância explicada acumulada diminuiu com o aumento do número de fatores (de 41,4% com quatro fatores para 21% com um fator), diferentemente da diferença do qui-quadrado ( $\chi^2$ ), que aumentou de 55,83 com quatro fatores para 143,69 com um fator. O ajuste individual dos itens em cada fator ( $R^2$ ) evidenciou melhor ajuste para o modelo com três fatores, seguido pelos modelos com dois, quatro e um fator, nesta ordem. Pelo menos um fator teve correlação negativa em todos os modelos, com aumento progressivo dos valores na medida em que o número de fatores extraídos foi diminuindo (de -0,26 no modelo com quatro fatores para -0,46 no modelo com dois fatores). A AFC acrescentou índices de ajuste em todos os modelos (Tabela 4). Os valores do coeficiente  $\alpha$  de Cronbach para o TRT foram os seguintes:  $\alpha_t = 0,772$  (0,785 padronizado) e  $\alpha_{rt} = 0,833$

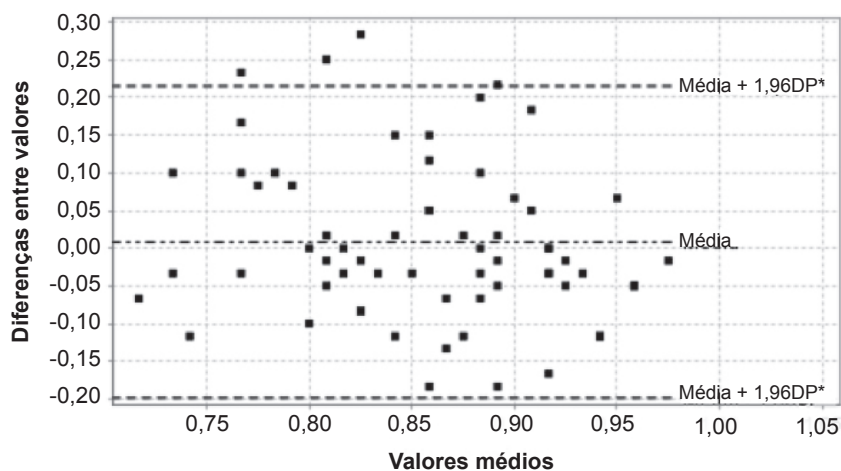
(0,844 padronizado). Foi observada variação no  $\alpha$  com a eliminação de cada item. Com a eliminação do item 12 na fase de teste,  $\alpha_t$  aumentou para 0,783 (0,783), enquanto que sem este item, permaneceu abaixo do valor inicial. O mesmo foi verificado no reteste, no qual  $\alpha_{rt}$  aumentou para 0,840 (0,841).

Em relação à viabilidade, foram obtidos os seguintes resultados: 4% da amostra fez comentários em relação à escala, principalmente sobre o conceito de "crenças espirituais" e a desproporcionalidade na escala de valoração dos itens. O tempo medio necessário para completar o questionário foi de 13,090 minutos ( $p < 0,001$ , IC 95% = 11,771 – 14,410), levando em conta o processo completo de resposta. Faltaram seis respostas nas três escalas na fase de teste (0,09%) e cinco na de reteste (0,07%). Em relação à STS, faltou uma resposta em ambas as fases de teste (0,01%) e reteste (0,1%). Dentre os 138 sujeitos que acessaram a plataforma, 22 (15,94%) não completaram os questionários ou as outras informações obrigatórias.

Tabela 3. Índices de ajuste dos modelos fatoriais resultantes. Alcalá, Madri, Espanha, 2017

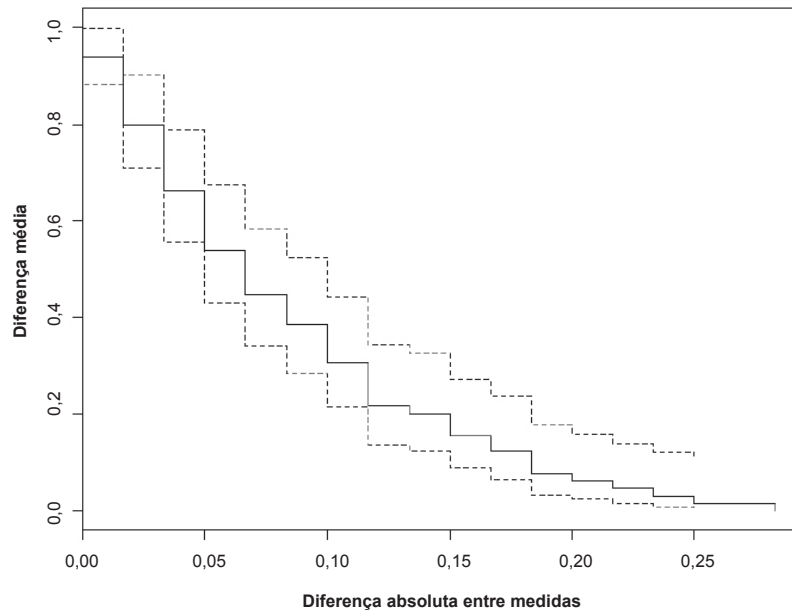
	Quatro fatores*	Três fatores†	Dois fatores‡	Um fator§
$\chi^2$ ¶	111,537	111,673	117,577	152,377
$p$ ¶	0,023	0,038	0,022	<0,001
gl**	84	87	89	90
GFI††	0,896	0,896	0,891	0,854
AGFI††	0,852	0,857	0,853	0,806
RMSEA§§	0,053	0,049	0,053	0,077
NFI¶¶	0,707	0,707	0,691	0,600
NNFI¶¶	0,875	0,892	0,878	0,736
CFI***	0,900	0,910	0,896	0,774
SRMR†††	0,069	0,068	0,071	0,837

\*Modelo com quatro fatores (F1: itens 3,6,8, e 9; F2: 11,12, e 5; F3: 1,2,4,7, e 14; F4: 10,13, e15); †Modelo com três fatores (F1: 3,6,8, e 9; F2: 11 e 12; F3: 1,2,4,5,7,10,13,14, e 15); ‡Modelo com dois fatores (F1: 3,6,8, e 9; F2: 1,2,4,5,7,10,11,12,13,14, e 15); §Modelo com um fator (F1: 1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14 e 15); ¶ $\chi^2$  – qui-quadrado; ¶ $p$  – significância estatística de  $\chi^2$ ; \*\*gl – grau de liberdade



\*DP – Desvio padrão; †TRP - Teste-reteste

Figura 1. Gráfico de Bland-Altman representando a análise de concordância do TRT†



\*TRP - Teste-reteste

Figura 2. Curva de Kaplan-Meier representando a análise de concordância do TRT\*

## Discussão

Alguns dos juízes que participaram no presente estudo teceram comentários no debate em relação à tradução da construção sintática dos itens que precisaram ser ajustados por esse motivo (itens 2, 4, 5 e 15). No entanto, a manutenção do gerúndio em todos os itens implicaria que o sujeito respondente não se enxerga a si mesmo(a) no presente, mas fora do espaço e o tempo. Reed formulou os itens de maneira a evitar vieses em relação às pessoas saudáveis, e medir a capacidade de obter bem estar através de recursos cognitivos, criativos, sociais, espirituais e introspectivos. De acordo com a teoria de Reed, a autotranscendência consiste na flutuação multidimensional dos limites pessoais, independentemente do estado de saúde. A pessoa pode se achar a si mesma antes, durante ou depois de um ou mais processos adaptativos. A escala procura mensurar o ponto de vista da pessoa nesse momento da vida, e não num hipotético momento de reflexão definido como uma abstração. Assim, é necessário equilíbrio entre transcendência e imanência para abordar naturalmente um processo. Por exemplo, no caso de uma pessoa acamada, no item 1, *ter* hobbies é adequado, mas implica em falta de enfrentamento da realidade. Já *“Tenho hobbies ou interesses que curto”* indica que, ativa ou passivamente (aqui é que intervêm os cuidados de enfermagem), a pessoa realmente desfruta de certos hobbies. Essa mudança gera uma diferença significativa na hora de calcular o escore da escala. Não se trata apenas de um processo de

abstração, mas também de uma adaptação cognitiva, experiencial e multidimensional.

Os juízes e os participantes também mencionaram a necessidade de clarificar o termo “crenças espirituais” (item 12). Consideramos que distinguir entre espiritualidade e religiosidade é necessário, ao levarmos em conta a situação religiosa na Espanha. De acordo com a última avaliação do Centro de Pesquisas Sociológicas (Centro de Investigaciones Sociológicas – CIS), de julho de 2017<sup>(21)</sup>, 68,8% dos entrevistados (n= 2.490) se autodeclararam católicos, mas 58,9% (n= 1,771) não pratica a sua religião. No entanto, a adaptação da escala não pretende se ajustar à situação religiosa, mas à intenção da autora. A produção de instrumentos de avaliação da espiritualidade na área da saúde tem sido fonte de controvérsias, e a tendência, durante muitos anos, foi separar ambos os conceitos<sup>(17)</sup>. A espiritualidade tem expandido as suas dimensões, incorporando tanto a transcendência quanto a busca de propósito e sentido na vida, o que é algo pessoal e originado no indivíduo. Já a religião é considerada como a participação em crenças dogmáticas, institucionalizadas e consagradas, assim como nas atividades de grupos de uma denominação particular<sup>(17)</sup>. Assim, o uso do termo “crenças espirituais” foi considerado plenamente justificado, o problema consistindo em sua interpretação, e não na falta de definição. Esse tema continua a causar divergências no nível social e nem sempre é bem recebido. Mais especificamente, desencadeou alguns comentários fora de lugar durante a divulgação do presente estudo, o que mostra que o tema não pode ser considerado como tendo sido completamente assimilado.

O número desproporcionado de itens na escala de valoração foi discutido com a autora, a qual respondeu que a sua intenção era ancorar os valores de maneira equidistante e permitir avaliações subjetivas. A autora aprovou a escala proposta no presente estudo, e sugeriu a alternativa de indicar apenas os valores extremos (nada em absoluto, muito) e duas opções intermediárias sem atribuição de valores. Os tradutores optaram por respeitar a estrutura original formulada pela autora por motivos psicométricos. Se existe uma interpretação comum, então entende-se que os resultados serão igualmente proporcionais.

A escala resultante teve bom desempenho. Embora o alfa de Cronbach não foi excelente, o valor se encontra dentro da faixa obtida para as versões mencionadas na introdução (0,77 – 0,83). O problema com o item 12 (crenças espirituais) pode ser explicado em função da dificuldade para se distinguir entre espiritualidade e religião num único item. Em todo caso, o aumento nos valores de  $\alpha_t$  e  $\alpha_r$  ao eliminar esse item foi o suficientemente elevado para alterar o grau de consistência interna (diferença entre médias = -0,009;  $p = 0,139$ , IC 95% = -0,034 – 0,016). A comparação desses resultados com os itens que contêm esse conceito na escala FACIT-Sp-Non-Illness evidenciou uma diferença média de -0,006 ( $p = 0,106$ , IC 95% = -0,015 – 0,001). Os resultados de ambas as escalas seguiram a mesma direção, o que demonstra que a relação entre esse item e a escala não é anômala. Em relação à confiabilidade inter- e intraexaminadores, o valor do coeficiente para primeira foi 0,932, o que indica concordância satisfatória entre os participantes, e que a variabilidade é devida a diferenças entre os mesmos. Para a segunda, o valor do CCI foi 0,278, o que pode ser interpretado como: (a) pouca concordância entre os escores no TRT; (b) que o instrumento não tem capacidade de mensurar de maneira confiável; ou (c) que a concordância foi parcialmente devido ao acaso. Assim, deve ser considerada a limitação do tamanho da amostra. Toda classificação para a interpretação do CCI é subjetiva<sup>(18)</sup>. No caso presente, a STS pode não ser um instrumento preciso, e as diferenças não podem ser avaliadas com boa sensibilidade. Não conseguimos localizar nenhuma referência para graduar os escores da escala a fim de investigar o grau de desvio. Assim, foi desenvolvida uma gradação diferente, dividindo o escore máximo por 10 (base 10). O resultado foi seis pontos. Assim, uma diferença de um grau corresponde a seis pontos (ou 0,10, quando expressado como razão). O desvio padrão das diferenças entre médias, indicado no gráfico de Bland-Altman, foi 0,105 (aproximadamente seis pontos) e o intervalo de confiança foi de 0,20 (12 pontos). Portanto, o desvio dos escores não é elevado (menos de dois graus ou menos de 20%) e se encontram dentro

do intervalo de confiança. O mesmo é demonstrado pela curva de Kaplan-Meier, que indica que a probabilidade de uma diferença de um grau (0,10 ou seis pontos) é aproximadamente 0,3 (30%). Além do mais, ao aumentar essa diferença (>0,10), a probabilidade de discordância vai se tornando progressivamente menor até chegar a zero. A validade aparente não foi notável, e a significância geral do instrumento, representada pelo CVC, foi 0,92 (IC 95% = 0,88 – 0,95), o que denota elevada validade. Os valores de  $p$  para as correlações com as escalas de referência foram altamente significativos para correlações moderadas. No entanto, um elemento importante é que o tamanho da amostra não é grande, e que as três escalas compartilham alguns fatores, mas não medem os mesmos conceitos. As medidas de ajuste na AFC evidenciaram melhores resultados para o modelo com três fatores, o que não concorda com o referencial teórico, de acordo com o qual a escala deve ser unidimensional. Outros estudos também acharam diferenças. A versão coreana<sup>(3)</sup> apontou quatro fatores, a persa apontou dois<sup>(5)</sup>, e um estudo norueguês que investigou a natureza multifatorial da escala<sup>(6)</sup> demonstrou que o melhor modelo de ajuste foi aquele com dois fatores. Nossos resultados também apontam dois fatores principais: o conteúdo dos itens 11 e 12 se refere à dimensão transpessoal, e os itens 3, 6, 8 e 9 claramente se referem à dimensão social. Os demais itens formam um bloco onde as facetas intrapessoal e temporal estão misturadas. O item 1 inicialmente carregou no mesmo fator que os itens 11 e 12, mas teve que ser mudado para o fator da dimensão intrapessoal para adaptar melhor o modelo ao referencial teórico, resultando em melhores resultados na AFC. Portanto, essa modificação foi mantida. Embora não coincidindo com as quatro dimensões teóricas, o modelo com três fatores foi mais estável.

O tamanho final da amostra foi afetado por uma limitação temporal, que ameaça a generalização dos resultados, embora sejam estatisticamente significativos. Outras limitações são inerentes ao tipo do estudo, incluindo (a) o desenho metodológico (isto é, o uso da Internet como meio para se responder questionários favorece o viés de seleção); (b) muitos participantes eram estudantes universitários, dado que o ambiente de divulgação esteve próximo do pesquisador (possível viés de seleção); (c) dificuldade para se determinar um intervalo adequado para o TRT (possível viés de memória); e (d) desconhecimento dos motivos pelos quais alguns questionários não foram completados na fase de teste ou de reteste (possível viés de informação). Além disso, houve poucos voluntários disponíveis para participarem como tradutores ou juizes. Embora a metodologia sugira a participação de tradutores bilíngues e biculturais em ambas as fases<sup>(12)</sup>, isso só foi possível



no caso da tradução reversa. No entanto, esse critério é apenas recomendado e não é considerado essencial.

A versão colombiana<sup>(9)</sup> de referência apresentou resultados similares, com diferença na estrutura fatorial (um único fator explicou 36,18% da variância).

## Conclusões

Os resultados do presente estudo justificam a validade e a aplicabilidade da escala na Espanha. Embora esta linha de pesquisa deva ser continuada, com os ajustes necessários, concluímos que já se tem um ponto de partida, o que implica que o objetivo da pesquisa (elaborar a versão espanhola da STS) foi cumprido.

Por comparação à versão colombiana, algumas variações denotam que foi realizada uma mudança importante. Ao mesmo tempo, foi necessária análise crítica na presente adaptação cultural. Sem considerar essas diferenças, esta nova versão inclui as seguintes melhoras: (a) texto mais natural e fluído; (b) maior acurácia sintática; (c) uso de linguagem inclusiva; (d) população-alvo estendida; (e) maior definição conceitual, e (f) modelo fatorial alternativo. Deve-se manter um equilíbrio dinâmico para permitir melhoras nas propriedades psicométricas da escala, as quais permanecem relevantes.

## Referências

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, Lövhelm 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://ijcbtnm.sums.ac.ir/index.php/ijcbtnm/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](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](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](http://www.cis.es/cis/opencm/ES/1_encuestas/estudios/ver.jsp?estudio=14352).

Recebido: 20.04.2018

Aceito: 01.08.2018

---

Autor correspondente:  
Desirée Mena-Tudela  
E-mail: [dmena@uji.es](mailto:dmena@uji.es)

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

**Copyright © 2018 Revista Latino-Americana de Enfermagem**

Este é um artigo de acesso aberto distribuído sob os termos da Licença Creative Commons CC BY.

Esta licença permite que outros distribuam, remixem, adaptem e criem a partir do seu trabalho, mesmo para fins comerciais, desde que lhe atribuam o devido crédito pela criação original. É a licença mais flexível de todas as licenças disponíveis. É recomendada para maximizar a disseminação e uso dos materiais licenciados.