

## Validación de la Escala sobre Habilidades de Comunicación en profesionales de Enfermería

### *Validation of the Communication Skills Scale in nursing professionals*

<https://doi.org/10.23938/ASSN.0745>

C. Leal-Costa<sup>1,2</sup>, S. Tirado González<sup>2,3</sup>, A.J. Ramos-Morcillo<sup>1</sup>, J.L. Díaz Agea<sup>4</sup>, M. Ruzafa-Martínez<sup>1</sup>, C.J. van-der Hofstadt Román<sup>2,3,5</sup>

#### RESUMEN

**Fundamento.** La Escala sobre Habilidades de Comunicación (EHC) es un instrumento para evaluar las habilidades de comunicación en diferentes profesionales sanitarios; sin embargo, no se ha realizado ni un análisis diferencial de sus propiedades psicométricas por profesiones, ni baremos específicos. Por ello, el objetivo del presente estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la EHC y elaborar un baremo en profesionales de Enfermería.

**Material y Métodos.** Estudio instrumental para analizar las propiedades psicométricas de la EHC, evaluándose los ítems, la fiabilidad, las evidencias de validez y su estructura interna. Para ello, se administró una batería de cuestionarios que incluía la EHC, la Escala de Autoeficacia General y la Escala de Autoeficacia Específica para la comunicación en situaciones difíciles.

**Resultados.** Los cuestionarios se aplicaron a 692 enfermeras. Se obtuvieron índices de discriminación  $>0,30$  en todos los ítems. El análisis factorial confirmatorio de los dos modelos (de cuatro factores oblicuos y añadiendo un factor de segundo orden) reveló que todos los ítems tenían cargas factoriales adecuadas y que los índices de ajuste eran buenos. La consistencia interna fue de 0,88 para la escala total y entre 0,70 y 0,77 para las dimensiones. Se obtuvo una relación positiva entre las habilidades comunicativas y la autoeficacia general y específica.

**Conclusiones.** La EHC mostró unas adecuadas propiedades psicométricas en cuanto a análisis de ítems, estructura interna, fiabilidad y evidencias de validez, relacionando las habilidades de comunicación de las enfermeras con la autoeficacia general y específica para la comunicación en situaciones difíciles.

**Palabras clave:** Comunicación. Personal de Enfermería. Psicometría.

#### ABSTRACT

**Background.** The Communication Skills Scale (CSS) is an instrument for evaluating communication skills in different health professionals; however, a differential analysis of their psychometric properties by professions and specific scales has not been performed. Therefore, the aim of the present study was to analyze the psychometric properties of the CSS and develop T-scores for the scale for nursing professionals.

**Material and Methods.** We developed an instrumental study to analyze the psychometric properties of the CSS, evaluating its items, reliability, evidence of validity and its internal structure. For this purpose, a battery of questionnaires was administered, which included the CSS, the General Self-efficacy Scale and the Specific Self-efficacy Scale for communication in difficult situations.

**Results.** The questionnaires were applied to 692 nurses. Discrimination indices  $>0,30$  were obtained in all items. The confirmatory factor analysis of the two models (with four oblique factors and adding a second-order factor) revealed that all items had adequate factor loadings and the fit indices of both models were good. The internal consistency was 0,88 for the total scale and between 0,70 and 0,77 for the dimensions. A positive relationship between communication skills and general and specific self-efficacy was obtained.

**Conclusion.** The CSS displayed appropriate psychometric properties (item analysis, internal structure, reliability and evidence of validity), relating the communication skills of nurses with their general and specific self-efficacy in communication in difficult situations.

**Keywords.** Communication. Nursing personnel. Psychometrics.

*An. Sist. Sanit. Navar.* 2019; 42 (3): 291-301

1. Departamento de Enfermería. Universidad de Murcia. Murcia.
2. Instituto de Investigación Sanitaria y Biomédica de Alicante. Alicante.
3. Departamento de Psicología de la Salud. Universidad Miguel Hernández. Elche, Alicante.
4. Departamento de Enfermería. Universidad Católica de Murcia. Murcia.
5. Unidad de Psicología Hospitalaria. Hospital General Universitario de Alicante. Alicante.

#### Correspondencia:

Antonio Jesús Ramos-Morcillo  
Departamento de Enfermería  
Universidad de Murcia  
Campus Universitario de Espinardo, Edificio 23  
30100 Murcia  
Email: [ajramos@um.es](mailto:ajramos@um.es)

Recepción: 27/08/2019

Aceptación provisional: 21/10/2019

Aceptación definitiva: 15/11/2019

## INTRODUCCIÓN

La relación entre los profesionales de Enfermería está experimentando un cambio significativo orientado a una relación centrada en el paciente<sup>1-3</sup>, orientación que parte de un modelo holístico, donde la responsabilidad y el control son compartidos entre la enfermera y los usuarios de salud, basándose en una relación igualitaria y de equilibrio<sup>4,5</sup>. Enfermería es uno de los colectivos que más tiempo pasa con los pacientes, por lo que sus habilidades de comunicación son esenciales para brindar una atención integral y establecer una relación adecuada<sup>6,7</sup>.

Este modelo de relación de las enfermeras centrado en el paciente se ha asociado con una mejora en resultados de salud, como la satisfacción de los propios profesionales de Enfermería y los pacientes, la prevención del síndrome de *burnout* y la mejora de la calidad asistencial, entre otros<sup>2,8-10</sup>.

En España existen diversos instrumentos para medir la relación clínica de los diferentes profesionales de la salud según este modelo de comunicación<sup>11-13</sup>, pero ninguno de ellos ha sido validado exclusivamente con profesionales de Enfermería. No todos cumplen con los estándares actualmente aplicados a los estudios instrumentales<sup>14-16</sup> en cuestiones importantes como el análisis de la estructura interna, la mayoría se utilizan en el contexto de una entrevista clínica<sup>11,13</sup>, y en uno de ellos la evaluación de la comunicación entre profesional-paciente se realiza desde la perspectiva de este último<sup>12</sup>.

Por este motivo, la Escala sobre Habilidades de Comunicación (EHC) se creó para que los profesionales de la salud pudieran autoevaluarse y para relacionar las habilidades de comunicación percibidas con otros constructos como el *burnout*, la autoeficacia o la satisfacción<sup>17,18</sup>. Este instrumento fue creado a través de un modelo centrado en el paciente, incluyendo el proceso cualitativo de creación de los ítems a través de una revisión de la literatura y varias consultas a paneles de expertos, que proporcionaron a la herramienta una ade-

cuada validez de contenido y consenso<sup>17</sup>. También se analizaron sus propiedades psicométricas en una muestra general de profesionales de la salud, resultando una escala final compuesta por dieciocho ítems y cuatro dimensiones: empatía, comunicación informativa, respeto y habilidad social<sup>18</sup>.

Sin embargo, como afirman Carretero-Dios y Pérez<sup>15</sup>, no hay instrumento fiable y válido sin un trabajo estructurado, sistemático y prolongado, debiendo contrastar las propiedades de la herramienta en múltiples estudios con muestras diferentes, por lo que la obtención de evidencias de validez es un proceso continuo y sensible a la evolución del conocimiento sobre el constructo medido<sup>16</sup>. El objetivo de este estudio es analizar si las propiedades psicométricas de la herramienta EHC son estables en una muestra de profesionales de Enfermería (análisis diferencial del funcionamiento de la escala), además de crear un baremo (con percentiles y puntuaciones T) que ayude a interpretar los valores obtenidos en futuros estudios con personal de Enfermería.

Para la obtención de evidencias de validez externa, hipotetizamos la relación esperada entre el constructo Habilidades de Comunicación y los constructos externos Autoeficacia General y Autoeficacia Específica con la comunicación en situaciones difíciles. El constructo autoeficacia se refiere a la creencia de que el profesional de enfermería tiene las habilidades necesarias para realizar las intervenciones necesarias para conseguir los resultados deseados en su trabajo<sup>19</sup>. Así, atendiendo a la teoría, se espera encontrar una relación positiva entre las habilidades de comunicación de las enfermeras y su autoeficacia general y específica<sup>7,20-24</sup>.

## MATERIAL Y MÉTODOS

Estudio instrumental para medir las propiedades psicométricas de la EHC en profesionales de Enfermería en las provincias de Murcia y Alicante (España). Los criterios de inclusión para la selección de la muestra fueron desempeñar en la actualidad su

labor asistencial en atención primaria (AP) o especializada y firmar el consentimiento informado.

Todos los participantes cumplieron los siguientes instrumentos:

1. Cuestionario auto-administrado que incluía características sociodemográficas y profesionales de los participantes: edad, sexo, estado civil, tiempo trabajado y ámbito de trabajo (hospitalización / AP).
2. Cuestionario EHC<sup>17,18</sup> compuesto por 18 ítems, evaluados con una escala tipo Likert de seis alternativas con cuantificadores lingüísticos de frecuencia (1=casi nunca a 6= muchísimas veces, estando los ítems 18 y 20 redactados de forma inversa), correspondientes a cuatro dimensiones:
  - *Comunicación informativa*: seis ítems que reflejan la manera que los profesionales de la salud tienen de obtener y proporcionar información.
  - *Empatía*: cinco ítems que reflejan la capacidad de los profesionales de la salud de comprender los sentimientos de los pacientes y hacerlo evidente en la relación.
  - *Respeto*: tres ítems que evalúan el respeto que muestran los profesionales de la salud.
  - *Habilidad social*: cuatro ítems que reflejan la habilidad de los profesionales de la salud para ser asertivos o tener conductas socialmente habilidosas.

La EHC ha demostrado tener unas adecuadas propiedades psicométricas en una muestra general de profesionales sanitarios en cuanto a análisis de ítems (índices de discriminación >0,30), estructura interna a través de análisis factorial confirmatorio (CFI, TLI, IFI >0,90; RMSEA <0,06), análisis de fiabilidad (consistencia interna con  $\alpha$  de Cronbach en todas sus dimensiones entre 0,65 y 0,78, estabilidad temporal test-retest con coeficiente de correlación intraclassa entre 0,82 y 0,88), y obtención de evidencias

externas de validez correlacionando las habilidades de comunicación de los profesionales sanitarios con el constructo *Burnout* y Habilidad Social (correlaciones positivas y estadísticamente significativas)<sup>18</sup>.

El análisis de sus propiedades psicométricas<sup>18</sup> evidenció una estructura factorial de cuatro factores oblicuos, lo que limitaba la interpretación de los resultados obtenidos según las cuatro dimensiones de la escala. Otros estudios recientes que han utilizado esta herramienta<sup>8,25,26</sup> ponen de manifiesto la necesidad de tener una medida general de las habilidades de comunicación, por lo que en este estudio se pondrá a prueba un nuevo modelo de cuatro factores con un factor de segundo orden, con el objetivo de que, en futuros estudios realizados con profesionales de Enfermería, se pueda tener una medida general de las habilidades de comunicación.

3. Escala de Autoeficacia Generalizada (EAG) en la adaptación española de Sanjuán y col<sup>27</sup> con 10 ítems con respuesta tipo Likert (de 1=incorrecto a 4=cierto). Mide el nivel de autoeficacia general, constructo global referido a la creencia estable de las personas sobre su capacidad para manejar adecuadamente una amplia gama de estresores de la vida cotidiana. En el análisis de las propiedades psicométricas mostró una consistencia interna ( $\alpha$ ) de 0,87 y una correlación dos mitades de 0,88<sup>27</sup>.
4. Escala de Autoeficacia Específica para la comunicación en situaciones difíciles<sup>21</sup> (EAE), compuesta por 20 ítems con respuesta tipo Likert (de 1=nada eficaz a 10=totalmente eficaz), distribuidos en dos dimensiones:
  - *Confianza*, desarrollada por Parle y col<sup>22</sup>, mide la capacidad de las enfermeras para manejar los problemas durante su interacción con los pacientes (tres ítems), la familia (cuatro ítems) y el equipo de atención médica (cuatro ítems).

– *Dificultad en las relaciones*, desarrollada por Arranz y col<sup>7</sup>, mide la confianza de los propios profesionales para manejar situaciones en su relación con los pacientes (nueve ítems).

La consistencia interna ( $\alpha$ ) fue excelente para ambas dimensiones (0,88 para Confianza, 0,90 para Dificultad)<sup>21</sup>.

Los datos fueron recogidos entre 2013 y 2016 mediante la herramienta Google Formularios enviada por correo electrónico, y mediante cuestionarios en papel distribuidos en los centros hospitalarios con la ayuda de los supervisores, siempre con la colaboración de las gerencias de los centros hospitalarios. Para evitar repeticiones entre los participantes que cumplimentaron los datos de forma online, se pidió que pusieran un código auto-generado con datos personales. Los cuestionarios EAG y EAE se dejaron como no obligatorios para intentar conseguir más muestra para la confección de los baremos.

Para llevar a cabo el estudio se obtuvo la aprobación del Comité de Ética de la Universidad Miguel Hernández. Los principales aspectos bioéticos se concretaron en la garantía de participación voluntaria e informada, la confidencialidad de los datos y la información a los participantes del estudio.

Se realizó un análisis descriptivo de los ítems mediante media, desviación típica (DT), asimetría y curtosis. Se calcularon los efectos techo y suelo (porcentaje de enfermeras con la puntuación mayor y menor en la escala de respuesta en cada ítem).

Se utilizó la correlación ítem-total (dimensión) corregida como medida de la capacidad discriminativa de los ítems, considerándose apropiada cuando es  $> 0,30$ <sup>15,28</sup>. La fiabilidad de la escala se analizó calculando la consistencia interna mediante el coeficiente  $\alpha$  de Cronbach; se considera apropiada entre 0,70 y 0,80<sup>16</sup>.

El estudio de la dimensionalidad se realizó mediante AFC a través de modelos de ecuaciones estructurales para evaluar el grado en el que los ítems y las dimensiones del cuestionario conforman el instrumento original. Se utilizó el método de Máxima

Verosimilitud (MV) para estimar los parámetros del modelo, previa comprobación del supuesto de normalidad. Se usaron los índices de ajuste:  $\chi^2/\text{gl}$ , IFI (*Incremental Fit Index*), TLI (*Tucker-Lewis Index*), CFI (*Comparative Fit Index*), RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*), y SRMR (*Standardised Root Mean Square Residual*). Generalmente, cuanto menores sean los valores de  $\chi^2/\text{gl}$  ( $< 3$ ), RMSEA ( $\leq 0,06$ ) y SRMR ( $\leq 0,08$ ), y mayores los de IFI, TLI y CFI ( $> 0,90$ ), mejor es el ajuste del modelo<sup>29</sup>.

La validez externa se analizó mediante el coeficiente de correlación de Pearson ( $r$ ) entre las puntuaciones de cada dimensión y el total de la EHC con las puntuaciones de las EAG y EAE, esperando obtener correlaciones positivas y significativas.

Para estudiar si existían diferencias significativas entre la puntuación total y las puntuaciones de las dimensiones que componen la EHC y los diferentes grupos de clasificación para la realización de baremos, se realizaron análisis de varianza (ANOVA) de efectos fijos con tres factores (sexo, estado civil y ámbito de trabajo). Las puntuaciones de la escala fueron transformadas a una escala T de media 50 y desviación típica 10 (siguiendo una distribución normal) y a su correspondiente escala percentil, ambas de amplio uso en Ciencias de la Salud<sup>30</sup>.

El análisis de los datos se realizó con el paquete estadístico SPSS y Amos v.22.0.

## RESULTADOS

La muestra estuvo compuesta por 692 profesionales Enfermería, la mayoría de los cuales trabajaban en Alicante (Tabla 1), con predominio femenino (77,6%) y 38,8 años de edad media (DT=10,20 y rango de 21 a 64 años); más de la mitad estaban casados o vivían en pareja (60,5%). La media de tiempo trabajado fue 112,4 meses (DT=119,72 y rango de 3 a 480 meses), la gran mayoría (86,1%) en atención especializada, especialmente en las plantas de hospitalización de Medicina Interna (24,6%), las plantas de hospitalización quirúrgica (12,9%), los servicios de urgencias hospitalarios (12,1%) y las unidades de cuidados críticos (10,4%).

**Tabla 1.** Descripción de la muestra

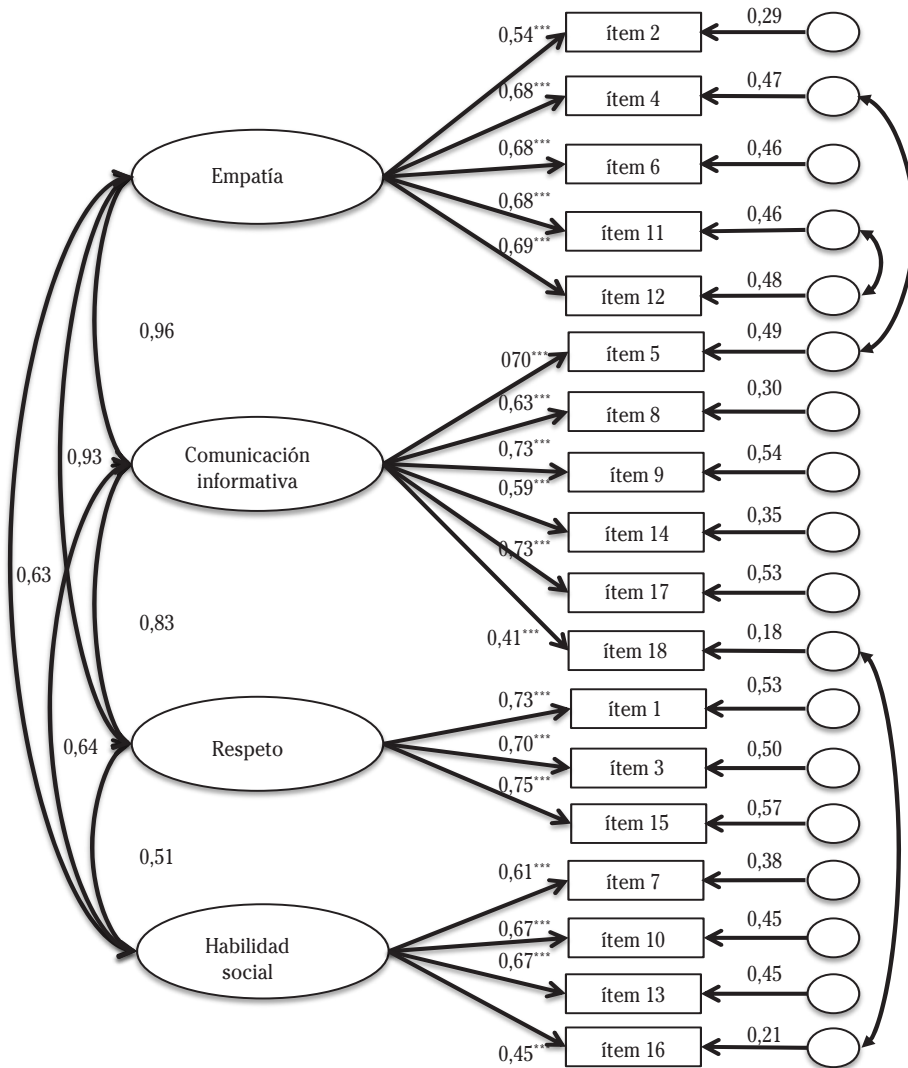
Variable	N	%
<b>Sexo</b>		
Mujeres	537	77,6
Hombres	155	22,4
<b>Lugar</b>		
Alicante	513	74,1
Murcia	78	25,9
<b>Estado civil</b>		
Casados/as	419	60,5
Solteros/as	221	31,9
Separados	43	6,2
Viudos/as	9	1,4

Todos los ítems obtuvieron puntuaciones medias-altas tendiendo a una distribución normal (asimetría y curtosis con valores en el rango de -1,5 a 1,5). El efecto suelo osciló entre 0,1 y 7,5 puntos, y el efecto techo entre 12,7 y 28,6. Se obtuvieron unos valores adecuados de efectos suelo y techo (<25%) en la mayoría de los ítems, siendo moderados en los ítems 12, 15 y 17. Los resultados de los índices de discriminación a través de la correlación ítem-total dimensión corregida fueron mayores de 0,30 en todos los ítems. En la Tabla 2 se describen las puntuaciones obtenidas en cada ítem.

**Tabla 2.** Estadísticos descriptivos y correlación ítem-total dimensión

Ítem	M	DT	Asim	Curt	Efecto techo	Efecto suelo	r
1. Respeto el derecho de los pacientes a expresarse libremente.	5,31	0,84	-0,89	0,15	20,5	0,1	0,48
2. Exploro las emociones de mis pacientes.	4,17	1,17	-0,37	-0,24	12,7	1,9	0,45
3. Respeto la autonomía y libertad de los pacientes.	5,16	0,90	-0,69	-0,26	26	0,1	0,49
4. Cuando el paciente me habla muestro interés mediante gestos corporales (asintiendo con la cabeza, contacto ocular, sonrisas, ...)	5,24	0,95	-1,32	1,13	15,5	1	0,54
5. Proporciono información a los pacientes (siempre que mi competencia profesional me lo permita) sobre aquello que les preocupa.	5,24	0,86	-0,94	0,57	17,5	0,1	0,58
6. Escucho a los pacientes sin prejuicios, independientemente de su aspecto físico, modales, forma de expresión, ...	5,07	0,94	-0,61	-0,43	26,6	0,9	0,52
7. Expreso claramente mis opiniones y deseos a los pacientes.	4,23	1,18	-0,35	-0,11	15,6	2,3	0,49
8. Cuando doy información, uso silencios para que el paciente asimile lo que le estoy diciendo.	4,46	1,07	-0,40	-0,04	18,1	0,7	0,47
9. Cuando doy información a los pacientes lo hago en términos comprensibles.	5,17	0,85	-0,65	-0,03	23,7	0,1	0,61
10. Cuando un paciente hace algo que no me parece bien le expreso mi desacuerdo o molestia.	4,18	1,08	-0,15	-0,07	12,7	1,2	0,50
11. Dedico tiempo para escuchar y tratar de comprender las necesidades de los pacientes.	4,70	1,00	-0,48	0,04	24,1	0,4	0,60
12. Trato de comprender los sentimientos de mi paciente.	4,84	0,95	-0,48	-0,12	28,6	0,1	0,61
13. Cuando me relaciono con los pacientes expreso mis comentarios de una manera clara y firme.	4,09	1,41	-0,59	-0,29	16,6	7,5	0,44
14. Considero que el paciente tiene derecho a recibir información sanitaria.	5,52	0,82	-1,25	1,20	15,2	0,3	0,51
15. Siento que respeto las necesidades de los pacientes.	4,96	1,06	-1,05	1,32	25,6	1	0,33
16. Me resulta difícil realizar peticiones a los pacientes.	4,84	1,16	-0,84	0,21	24	1	0,35
17. Me aseguro que los pacientes han comprendido la información proporcionada.	5,00	0,93	-0,73	0,54	25,9	0,1	0,61
18. Me resulta difícil pedir información a los pacientes.	5,44	0,90	-1,13	1,29	16,2	0,1	0,34

M: media; DT: desviación típica; Asim: coeficiente de asimetría; Curt: coeficiente de curtosis; r: coeficiente de correlación ítem-total dimensión corregida.



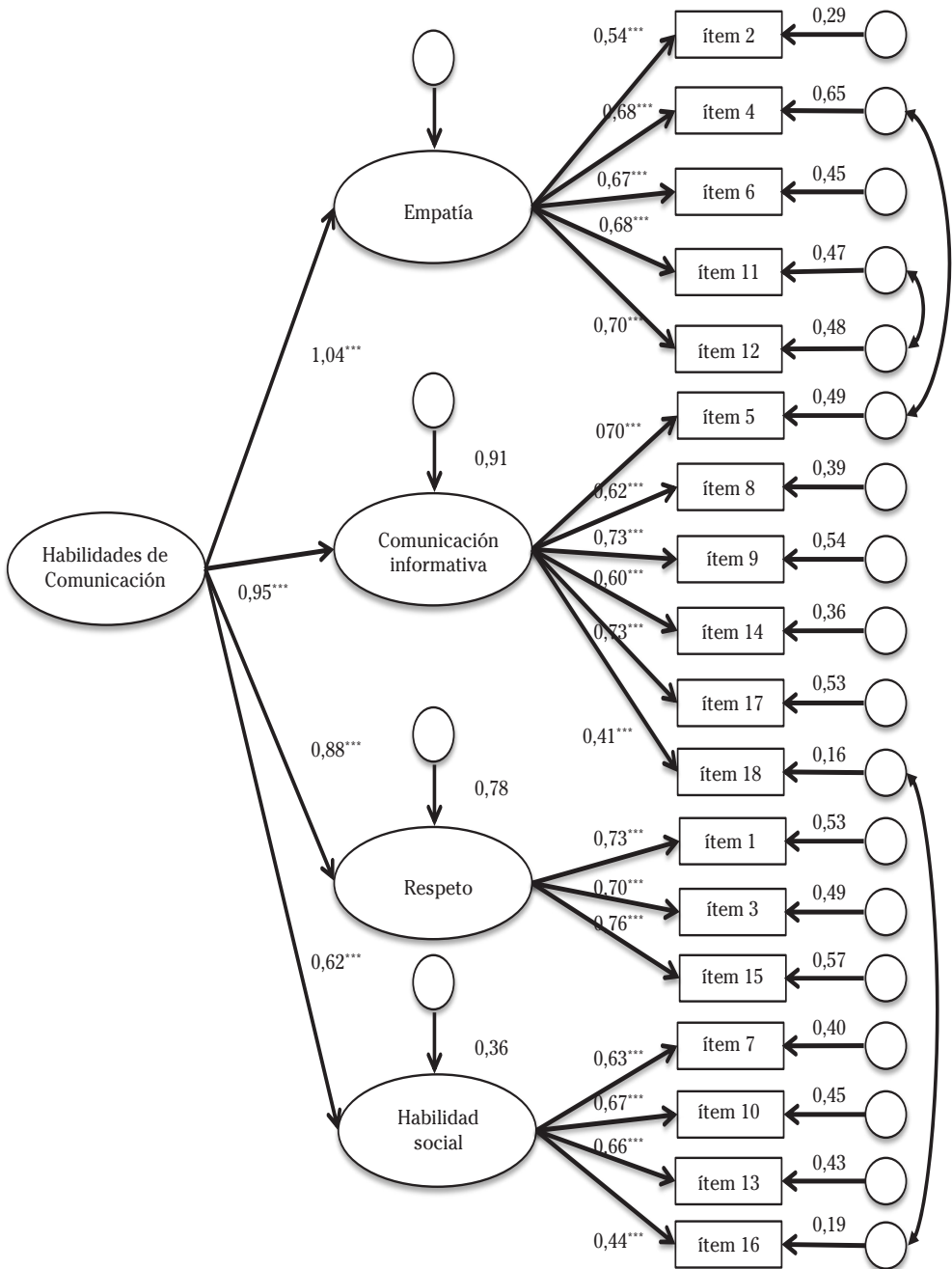
Índices de bondad de ajuste del modelo:  $\chi^2_{(126)} = 210,43$   $p < 0,001$ ;  $\chi^2/df = 1,670$ ; RMSEA= 0,053 (90% CI: 0,040 - 0,065); SRMR= 0,047; TLI= 0,938; CFI= 0,949; IFI= 0,950.

**Figura 1.** Análisis factorial confirmatorio del modelo de cuatro factores oblicuos (empatía, comunicación informativa, respeto y habilidad social) con la estimación de los parámetros estandarizada.

La consistencia interna fue adecuada ( $\alpha = 0,88$ ) para el total de la escala y moderada para cada dimensión (Empatía,  $\alpha = 0,77$ ; Comunicación Informativa,  $\alpha = 0,76$ ; Respeto,  $\alpha = 0,73$ ; Habilidad Social,  $\alpha = 0,70$ ).

Para analizar la estructura interna de la EHC mediante AFC se pusieron a prueba dos modelos (coeficiente de Mardia= 62,87): el

de cuatro factores oblicuos de la escala original, y uno nuevo con un factor de segundo orden para medir las habilidades de comunicación de forma global. Todos los ítems alcanzaron cargas factoriales superiores a 0,40 y los índices mostraron un buen ajuste de ambos modelos (Figs. 1-2).



Índices de bondad de ajuste del modelo:  $\chi^2_{(128)} = 213,17$ ;  $p < 0,001$ ;  $\chi^2/df = 1,665$ ; RMSEA = 0,053 (90% CI: 0,040 - 0,065); SRMR = 0,048; TLI = 0,938; CFI = 0,949; IFI = 0,949.

**Figura 2.** Análisis factorial confirmatorio del modelo de cuatro factores con un factor de segundo orden (habilidades de comunicación como factor general) con la estimación de los parámetros estandarizada.

Los cuestionarios EAG y EAE fueron cumplimentados por 242 (35%) profesionales de Enfermería. La correlación entre la EHC (puntuación total y dimensiones) y las escalas EAG y EAE fue positiva, moderada-alta y significativa ( $p < 0,01$ ) (Tabla 3).

**Tabla 3.** Correlación (r) de las escalas de Autoeficacia General y Autoeficacia Específica con la Escala de Habilidades de Comunicación (EHC)

Escala	EHC	
	Total	Dimensiones
Autoeficacia General	0,493	0,334-0,464
Autoeficacia Específica		
Confianza	0,578	0,367-0,606
Dificultad	0,400	0,265-0,384

El ANOVA de efectos fijos con tres factores (sexo, estado civil y ámbito de trabajo) no mostró diferencias significativas en el total y en ninguna de las dimensiones de la EHC en función del grupo de pertenencia o sus interacciones, por lo que no fue necesario establecer baremos diferenciados. La baremación de cada una de las dimensiones de la EHC y del total de la escala en puntuaciones T y percentiles se muestra en la tabla 4.

## DISCUSIÓN

En este estudio se ha evaluado la EHC y analizado sus propiedades psicométricas en una muestra heterogénea, realizando un baremo con percentiles y puntuaciones T específica para Enfermería.

Como apuntan Carretero-Dios y Pérez<sup>15</sup>, cuando una escala está compuesta por dimensiones o subconstructos, los cálculos de los índices de discriminación deben realizarse por faceta o dimensión. Así, se analizaron las correlaciones ítem-total dimensión corregida que fueron mayores de 0,30 en todos los ítems de la escala, lo que indica que los ítems que conforman cada dimensión estaban íntimamente relacionados y medían la misma actitud<sup>31</sup>. Estos datos son similares a los obtenidos en la validación general del instrumento en una población general de profesionales sanitarios, donde los índices de discriminación fueron  $>0,30$  en los dieciocho ítems finales de la escala<sup>18</sup>.

Para analizar la estructura interna de la escala, siguiendo las recomendaciones de Lloret-Segura y col<sup>32</sup>, se realizó un AFC proponiendo además un nuevo modelo con un factor de segundo orden (habilidades de comunicación como factor general), especificando claramente las relaciones que se esperaban. Ambas propuestas presentaron

**Tabla 4.** Baremo de la Escala de Habilidades de Comunicación para profesionales de Enfermería españoles

Comunicación Informativa			Empatía			Respeto			Habilidad Social			Total		
PC	PD	T	PC	PD	T	PC	PD	T	PC	PD	T	PC	PD	T
1	6-21	23	1	5-16	28	1	3-10	24	1	4-8	22	1	18-60	23
5	22-25	34	5	17-18	33	5	11-12	34	5	9-11	31	5	61-70	33
15	26	39	15	19-20	39	15	13	38	15	12-14	40	15	70-76	39
25	27-28	42	25	21	41	25	14	43	25	15	43	25	77-80	42
30	29	45	30	22	44	30	15	44	30	16	46	30	80-82	44
40	30	47	40	23	47	40	16	48	40	17	49	40	83-86	48
50	31	50	50	24	50	50	16	52	50	17	49	50	86-89	51
60	32	53	60	25	52	60	17	53	60	18	52	60	90-91	53
75	34	58	75	27-28	58	75	17	57	75	19-20	58	75	92-95	57
90	35	61	90	29	63	90	18	62	90	21-22	64	90	96-101	63
99	36	64	99	30	67	99	18	63	99	23-24	70	99	102-108	70

PC= percentil; PD= puntuación directa; T= puntuación T.



un buen ajuste, comprobándose empíricamente la estructura hipotetizada en la definición realizada del constructo<sup>17</sup>.

Al igual que en el modelo original, se han correlacionado los errores de los ítems 4-5, 11-12 y 16-18 de los modelos expuestos; sin embargo, la correlación entre los términos de error es una estrategia criticada por algunos autores<sup>33,34</sup> como una mala práctica para mejorar el ajuste del modelo. Este procedimiento solo es aplicable cuando se realiza desde una óptica teórica y no solo empírica, pudiendo realizarse cuando los ítems tienen un contenido similar o algún tipo de relación<sup>35</sup>. En el caso de la EHC, los ítems 4-5 y 11-12, aparte de tener un contenido similar, van seguidos en la escala, mientras que los ítems 16-18 están redactados de forma inversa. La correlación de estos ítems quedaría justificada, ya que algunos autores<sup>15,36</sup> postulan que frecuentemente los ítems se agrupan según la posición que ocupan en la escala o según el sentido en el que están redactados.

En el análisis de fiabilidad de las puntuaciones de la escala se obtuvieron valores de  $\alpha$  de Cronbach, adecuados cuando el fin de la escala es la educación y la investigación<sup>16</sup>, y mejores que los obtenidos en la validación general del instrumento<sup>18</sup>.

Hace ya tiempo se llegó a consensuar la idea de validez como un concepto unitario, hablando entonces de la obtención de evidencias externas de validez y no de diferentes tipos de validez de una prueba<sup>15,37</sup>. A este respecto se encontró que las correlaciones con otros constructos externos como la EAG y la EAE fueron moderadas-altas, validando las hipótesis planteadas y coincidiendo con otros estudios que relacionan la autoeficacia percibida por profesionales sanitarios y sus habilidades de comunicación<sup>7-20-24</sup>. En otros estudios previos la escala mostró relaciones con otros constructos como el *burnout*<sup>8</sup> y las habilidades sociales<sup>18</sup>.

Los resultados obtenidos corroboraron empíricamente el hecho de que, si la enfermera cuenta con unas adecuadas habilidades de comunicación, puede contribuir a que se sienta más segura, más competente y mejore las relaciones interpersonales

con sus pacientes, fomentando el manejo de una amplia gama de estresores tanto de la vida cotidiana como específicos de la interacción con sus pacientes, aumentando, por tanto, su autoeficacia general y específica con la comunicación en situaciones difíciles. El uso de un muestreo por conveniencia debería ser considerado como una limitación del presente estudio.

Debemos señalar que resultaría interesante realizar un análisis diferencial y baremación de la escala en otras muestras de profesionales de la salud como personal médico, técnico sanitario o auxiliar de Enfermería. Además, sería beneficioso realizar una validación transcultural de la escala en muestras de otros países, para poder comparar resultados y realizar estudios más amplios sobre las habilidades de comunicación en los diferentes profesionales de la salud.

En conclusión, los resultados obtenidos muestran soluciones coherentes con la definición del constructo, obteniendo unas adecuadas propiedades psicométricas en cuanto a análisis de ítems, fiabilidad y evidencias de validez externa. Además, se ha obtenido un baremo en percentiles y puntuaciones T específico para el colectivo de profesionales de enfermería españoles.

## BIBLIOGRAFÍA

1. LANGBERG EM, DYHR L, DAVIDSEN AS. Development of the concept of patient-centredness - A systematic review. *Patient Educ Couns* 2019; 102: 1228-1236. <https://doi.org/10.1016/j.pec.2019.02.023>
2. SCHOLL I, ZILL JM, HÄRTER M, DIRMAIER J. An integrative model of patient-centeredness - A systematic review and concept analysis. *PLoS One* 2014; 9: e107828. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0107828>
3. STREET RL. Mapping diverse measures of patient-centered communication onto the conceptual domains of patient-centered care. *Patient Educ Couns* 2019; 102: 1225-1227. <https://doi.org/10.1016/j.pec.2019.05.011>
4. MEAD N, BOWER P. Patient-centredness: a conceptual framework and review of the empirical literature. *Soc Sci Med* 2000; 51: 1087-1110. [https://doi.org/10.1016/s0277-9536\(00\)00098-8](https://doi.org/10.1016/s0277-9536(00)00098-8)

5. MEAD N, BOWER P. Patient-centred consultations and outcomes in primary care: a review of the literature. *Patient Educ Couns* 2002; 48: 51-61. [https://doi.org/10.1016/s0738-3991\(02\)00099-x](https://doi.org/10.1016/s0738-3991(02)00099-x)
6. PEHRSON C, BANERJEE SC, MANNA R, JOHSON SHEN M, HAMMONDS S, COYLE N et al. Responding empathically to patients: Development, implementation, and evaluation of a communication skills training module for oncology nurses. *Patient Educ Couns* 2016; 99: 610-616. <https://doi.org/10.1016/j.pec.2015.11.021>
7. ARRANZ P, ULLA SM, RAMOS JL, DEL RINCÓN C, LÓPEZ-FANDO T. Evaluation of a counseling training program for nursing staff. *Patient Educ Couns* 2005; 56: 233-239. <https://doi.org/10.1016/j.pec.2004.02.017>
8. LEAL-COSTA C, DÍAZ-AGEA JL, TIRADO-GONZÁLEZ S, RODRÍGUEZ-MARÍN J, VAN-DER HOFSTADT CJ. Las habilidades de comunicación como factor preventivo del síndrome de Burnout en los profesionales de la salud. *An Sist Sanit Navar* 2015; 38: 213-223. <https://doi.org/10.4321/s1137-66272015000200005>
9. STREET RL. The many 'disguises' of patient-centered communication: Problems of conceptualization and measurement. *Patient Educ Couns* 2017; 100: 2131-2134. <https://doi.org/10.1016/j.pec.2017.05.008>
10. VARGAS C, CAÑADAS GA, AGUAYO R, FERNÁNDEZ R, DE LA FUENTE EI. Which occupational risk factors are associated with burnout in nursing? A meta-analytic study. *Int J Clin Health Psychol* 2014; 14: 28-38. [https://doi.org/10.1016/s1697-2600\(14\)70034-1](https://doi.org/10.1016/s1697-2600(14)70034-1)
11. GAVILÁN MORAL E, RUIZ MORAL R, PERULA DE TORRES LÁ, PARRAS REJANO JM. Valoración de la relación clínica centrada en el paciente: análisis de las propiedades psicométricas de la escala CICAA. *Aten Primaria* 2010; 42: 162-168. <https://doi.org/10.1016/j.aprim.2009.07.005>
12. LEAL COSTA C, GÓMEZ SÁNCHEZ R, TIRADO GONZÁLEZ S, RODRÍGUEZ MARÍN J, VAN-DER HOFSTADT ROMÁN CJ. Psychometric properties of the spanish adaptation of the Health Care Communication Questionnaire (HCCQ). *Span J Psychol* 2015; 18: E96. <https://doi.org/10.1017/sjp.2015.90>
13. RUIZ MORAL R, PRADOS CASTILLEJO JA, ALBA JURADO M, BELLÓN SAAMEÑO J, PÉRULA DE TORRES LA. Validez y fiabilidad de un instrumento para la valoración de la entrevista clínica en médicos residentes de medicina de familia: el cuestionario GATHA-RES. *Aten Primaria* 2001; 27: 469-477. [https://doi.org/10.1016/s0212-6567\(01\)78837-3](https://doi.org/10.1016/s0212-6567(01)78837-3)
14. American Educational Research Association, American Psychological Association, National Council on Measurement in Education. Standards for educational and psychological testing (2014). Washington: American Educational Research Association; 2014. <https://doi.org/10.2307/j.ctvr43hg2>
15. CARRETERO DIOS H, PÉREZ MELÉNDEZ C. Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *Int J Clin Health Psychol* 2005; 5: 521-551.
16. CARRETERO DIOS H, PÉREZ MELÉNDEZ C. Standards for the development and review of instrumental studies: considerations about test selection in psychological research. *Int J Clin Health Psychol* 2007; 7: 863-882.
17. LEAL-COSTA C, TIRADO-GONZÁLEZ S, RODRÍGUEZ-MARÍN J, VAN-DER HOFSTADT ROMÁN CJ. Creación de la Escala sobre Habilidades de comunicación en Profesionales de la Salud, EHC-PS. *Anal Psicol* 2016; 32: 49-59. <https://doi.org/10.6018/analesps.32.1.184701>
18. LEAL-COSTA C, TIRADO-GONZÁLEZ S, RODRÍGUEZ-MARÍN J, VANDER-HOFSTADT-ROMÁN CJ. Psychometric properties of the Health Professionals Communication Skills Scale (HP-CSS). *Int J Clin Health Psychol* 2016; 16: 76-86. <https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2015.04.001>
19. BANDURA A. Self-efficacy: toward a unifying theory of behavioral change. *Adv Behav Res Ther* 1978; 1: 139-161. [https://doi.org/10.1016/0146-6402\(78\)90002-4](https://doi.org/10.1016/0146-6402(78)90002-4)
20. AMMENTORP J, SABROE S, KOFOED P-E, MAINZ J. The effect of training in communication skills on medical doctors' and nurses' self-efficacy. A randomized controlled trial. *Patient Educ Couns* 2007; 66: 270-277. <https://doi.org/10.1016/j.pec.2006.12.012>
21. DOYLE D, COPELAND HL, BUSH D, STEIN L, THOMPSON S. A course for nurses to handle difficult communication situations. A randomized controlled trial of impact on self-efficacy and performance. *Patient Educ Couns* 2011; 82: 100-109. <https://doi.org/10.1016/j.pec.2010.02.013>
22. PARLE M, MAGUIRE P, HEAVEN C. The development of a training model to improve health professionals' skills, self-efficacy and outcome expectancies when communicating with cancer patients. *Soc Sci Med* 1997; 44: 231-240. [https://doi.org/10.1016/s0277-9536\(96\)00148-7](https://doi.org/10.1016/s0277-9536(96)00148-7)
23. NØRGAARD B, AMMENTORP J, KYVIK KO, KOFOED P-E. Communication skills training increases self-efficacy of health care professionals. *J Contin Educ Health Prof* 2012; 32: 90-97. <https://doi.org/10.1002/chp.21131>

24. PARK MS, JEOUNG Y, LEE HK, SOK SR. Relationships among communication competence, self-efficacy, and job satisfaction in Korean nurses working in the emergency medical center setting. *J Nurs Res* 2015; 23: 101-108. <https://doi.org/10.1097/jnr.0000000000000059>
25. ARAUJO LUGO MV, SOLÍS MARÍN KE. Habilidades de comunicación efectiva y su relación, con la presencia de síndrome de burnout en médicos postgradistas de áreas clínicas y quirúrgicas de la Pontificia Universidad Católica del Ecuador, en el período 2012 – 2016. Tesis de postgrado en Medicina Familiar y Comunitaria. Pontificia Universidad Católica del Ecuador. Quito, 5 de octubre de 2017. <http://repositorio.puce.edu.ec/handle/22000/13731>
26. FERNÁNDEZ-QUIROGA MR, YÉVENES V, GÓMEZ D, VILLARROEL E, FERNÁNDEZ-QUIROGA MR, YÉVENES V et al. Uso de la simulación clínica como estrategia de aprendizaje para el desarrollo de habilidades comunicacionales en estudiantes de medicina. *Rev Fund Educ Med* 2017; 20: 301-304. <https://doi.org/10.33588/fem.206.921>
27. SANJUÁN SUÁREZ P, GARCÍA PÉREZ AM, MORENO BERMÚDEZ J. Escala de Autoeficacia General: datos psicométricos de la adaptación para población española. *Psicothema* 2000; 12 (Suppl 2): 509-513.
28. STREINER DL, NORMAN GR, CAIRNEY J. Health measurement scales: a practical guide to their development and use. 3ª ed. New York: Oxford University Press; 2015.
29. HU L, BENTLER PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Modeling* 1999; 6: 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
30. ARIAS RM. Psicometría: teoría de los tests psicológicos y educativos. Madrid: Síntesis; 1996.
31. NUNNALLY JC, BERNSTEIN IH. Psychometric theory. 3ª ed. Madrid: McGraw-Hill; 1994.
32. LLORET-SEGURA S, FERRERES-TRAVER A, HERNÁNDEZ-BAEZA A, TOMÁS-MARCO I. El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anal Psicol* 2014; 30: 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
33. BROWN TA. Confirmatory factor analysis for applied research. New York: Guilford Press; 2006.
34. KLINE RB. Principles and practice of structural equation modeling 3ª ed. New York: Guilford Publications; 2011.
35. BYRNE BM. Choosing structural equation modeling computer software: Snapshots of LISREL, EQS, Amos, and Mplus. En: Rick HH, editor. Handbook of structural equation modeling. New York: Guilford Press; 2012: 307-324.
36. MORALES VALLEJO P. Medición de actitudes en psicología y educación: construcción de escalas y problemas metodológicos 3ª ed. Madrid: Universidad Pontificia de Comillas; 2006.
37. EVERS A, MUÑIZ J, HAGEMEISTER C, HØTMÆLINGEN A, LINDLEY P, SJÖBERG A et al. Assessing the quality of tests: revision of the EFPA review model. *Psicothema* 2013; 25: 283-291.