
VALIDACIÓN DE UNA ESCALA DE MEDIDA DEL IMPACTO DEL APRENDIZAJE-SERVICIO EN EL DESARROLLO DE LAS COMPETENCIAS PROFESIONALES DE LOS ESTUDIANTES EN FORMACIÓN DOCENTE

VALIDATION OF A SCALE TO MEASURE THE IMPACT OF SERVICE-LEARNING ON DEVELOPMENT OF PROFESSIONAL COMPETENCES IN STUDENTS IN TEACHER TRAINING

ROSA M. RODRÍGUEZ-IZQUIERDO¹
Universidad Pablo de Olavide, España

Citación: Rodríguez-Izquierdo, R. M. (2019). Validación de una escala de medida del impacto del aprendizaje-servicio en el desarrollo de las competencias profesionales de los estudiantes en formación docente. *Revista Mexicana de Psicología*, 36(1), 63-73.

Resumen: La formación basada en competencias se convierte en el componente principal de la enseñanza universitaria en el Espacio Europeo de Educación Superior. Este artículo tuvo como objetivo validar una escala para medir el impacto del aprendizaje-servicio en el desarrollo de las competencias profesionales. Participaron 366 estudiantes de Educación Social de España. Se implementó un diseño cuasiexperimental de medidas repetidas *pretest-posttest* con grupo control. La escala reflejó una estructura de 5 factores (compromiso ético, cooperación con otros profesionales, diseño y desarrollo de proyectos, disposición para la diversidad y disposición para el desarrollo profesional) y mostró una adecuada fiabilidad y validez. Existían diferencias significativas a favor del grupo experimental en los 5 factores. Se sugiere repensar la organización de la docencia universitaria desde la perspectiva del aprendizaje-servicio para responder al desarrollo de las competencias profesionales de los estudiantes universitarios.

Palabras clave: propiedades psicométricas, metodología de enseñanza, aprendizaje activo, escenario socioprofesional, ApS.

Abstract: Competency-based training becomes the main component of university education in the European Higher Education Area. This article aimed to validate a measure of the impact of service-learning on development of professional competences. Participants were 366 Social Education students from Spain. A quasi-experimental design of repeated pretest-posttest measures with a control group was implemented. The scale reflected a 5-factor structure (Ethical Commitment, Cooperation with Other Professionals, Project Design and Development, Diversity Disposition, and Professional Development Disposition), and showed adequate reliability and validity. There were significant differences for the experimental group in all 5 factors. It is suggested to rethink the organization of university teaching from a service-learning perspective to respond to development of professional skills in university students.

Keywords: psychometric properties, teaching methodology, active learning, socio-professional context, SL.

El Espacio Europeo de Educación Superior ha supuesto una transición hacia el enfoque de la formación basada en competencias (Niemi, 2012; Niemi y Nevgi, 2014). Un aspecto clave en este paradigma es que, además de los conocimientos técnicos, el alumnado adquiera las habilidades, actitudes y valores que hagan posible la formación de

profesionales competentes y eficaces en el desempeño de sus funciones (Rodríguez Izquierdo, 2008; Tejada, 2013).

Este nuevo modelo de formación conlleva nuevos planteamientos en el diseño, desarrollo y evaluación de las competencias (Griffin, McGaw y Care, 2012; Tejada Fernández y Ruiz Bueno, 2016). Sin embargo, los resultados

¹ Dirigir correspondencia a: Rosa M. Rodríguez-Izquierdo. Universidad Pablo de Olavide (UPO), Ctra. Utrera, Km. 1. 41089 Sevilla (España). Correo electrónico: rmodizq@upo.es

de estudios revelan que el desarrollo de las competencias profesionales no se ha integrado de manera cuidadosa en los planes de estudio, además de la dificultad para su evaluación. Esta situación hace necesaria la implantación de metodologías innovadoras para la adquisición de competencias profesionales y la de disponer de instrumentos que ayuden a evaluar su desarrollo. En este contexto, el presente trabajo tuvo como objetivo validar una escala para medir la influencia de la metodología de enseñanza basada en el aprendizaje-servicio (ApS) en el desarrollo de las competencias profesionales de los estudiantes en formación docente.

El concepto de competencias comporta todo un conjunto de conocimientos, procedimientos y actitudes combinados, coordinados e integrados, utilizados eficazmente en diferentes situaciones. En el ámbito universitario, el proyecto piloto *Tuning* introdujo el concepto de resultados del aprendizaje y de competencias genéricas y específicas. Sin embargo, la clara interdependencia entre la educación universitaria y la empleabilidad hace necesario ampliar el repertorio a las competencias profesionalizantes. Si bien este planteamiento no ha estado exento de críticas. Para una delimitación conceptual más amplia de la evolución de las competencias en el ámbito universitario se puede recurrir a los artículos de autores como Bolívar (2008), Rodríguez Izquierdo (2008) y Villa Sánchez y Poblete Ruiz (2007).

Se denominan competencias profesionales al conjunto de capacidades, habilidades y actitudes complementarias a la formación técnica que el alumnado debe adquirir durante la formación y que les capacita para desarrollar una determinada actividad. Las competencias profesionales se definen como aquellas competencias específicas del perfil profesional, transferidas de forma efectiva al ámbito laboral. En los estudios revisados se considera a la competencia profesional como un saber complejo de habilidades que proporcionan identidad y consistencia social y profesional al perfil formativo (Darling-Hammond, 2006; Kunter et al., 2013; Tejada Fernández y Ruiz Bueno, 2016).

Aunque los resultados de la investigación muestran que no existe un método *mejor* que otro de forma absoluta, la literatura hace hincapié en el reto de incorporar metodologías de carácter activo para el desarrollo de competencias profesionales (Domingo Roget y Gómez Serés, 2014; European Union High Level Group on the Modernisation of Higher Education, 2013, 2014; Del Pozo Flórez, 2013) en las que la responsabilidad del aprendizaje depende directamente de la actividad e implicación del estudiante en generar soluciones a problemas reales. Para ser congruentes con estos principios, es inevitable que las estrategias me-

todológicas propicien determinados escenarios que sitúen al estudiante en un papel distinto al acostumbrado en la enseñanza universitaria. En este sentido, la metodología de enseñanza basada en el ApS responde a estos principios, en tanto que supone abrir la formación a espacios flexibles, múltiples y variados, así como poner al alumnado en conexión directa con los escenarios socioprofesionales y con situaciones y problemas reales (Deeley, 2016; Tejada, 2013). El ApS es una pedagogía que tiene como objetivo preparar profesionales que aprendan tanto habilidades vocacionales directas como lecciones relacionadas con valores cívicos y de compromiso social (Folgueiras Bertomeu, Luna González y Puig Latorre, 2013). Por tanto, pretende una profesionalidad docente reflexiva, crítica y emancipadora (Francisco Amat y Moliner Miravet, 2010).

En línea con estas ideas, la metodología de enseñanza basada en el ApS considera al aprendizaje como una cara de la moneda donde la otra es el servicio comunitario y donde la práctica no puede existir sin el servicio. El aprendizaje se adquiere desde la práctica y en la práctica se interviene desde los conocimientos que se van adquiriendo en las asignaturas.

Numerosos estudios han demostrado los efectos positivos de esta metodología en la formación ciudadana y el compromiso social de los estudiantes universitarios (García García y Cotrina García, 2015). El presente trabajo presupone la metodología de ApS como una estrategia privilegiada de socialización-iniciación profesional, si bien no es la única dimensión que promueve esta estrategia. La participación del alumnado en actividades de servicio a la comunidad propicia el encuentro entre la teoría y la práctica y la interconexión entre el mundo formativo y el mundo productivo.

Por consiguiente, la mayoría de los trabajos presentan el ApS como una estrategia pedagógica válida para cumplir con el objetivo de una formación que se sustenta sobre una concepción situada, distribuida, contextualizada, recíproca e igualitaria del saber que capacita como ciudadanos responsables y comprometidos, además de eficientes profesionales, adaptando los métodos de enseñanza a las demandas del entorno social (Folgueiras Bertomeu et al., 2013; Francisco Amat y Moliner Miravet, 2010; García García y Cotrina García, 2015; Lave y Wenger, 1991; Mayor Paredes y Rodríguez Martínez, 2016; Santos Rego, 2016; Santos Rego, Sotelino Losada y Lorenzo Moledo, 2015). La enseñanza basada en el ApS responde a esta necesidad en cuanto que posibilita la vinculación a comunidades de práctica en la que los participantes se sitúan como aprendices, construyan significados compartidos y evolucionen

desde formas de participación periférica a formas de participación central (Wenger, 1998). La participación en estas actividades supone aprendizajes cognitivos, procedimentales y actitudinales que pueden llegar a derivar en procesos de cambio cognitivos, actitudinales y personales en el alumnado, en la medida en que su relación con el entorno lo transforma. Es decir, cambia su forma de relación con el mundo, consigo mismo y con la profesión (Van Goethem, Van Hoof, Orobio de Castro, Van Aken y Hart, 2014).

A pesar del auge de diversos metaanálisis que evidencian el impacto del ApS en las diversas competencias alcanzadas por las y los estudiantes (Celio, Durlak y Dymnicki, 2011; Conway, Amel y Gerwien, 2009; Dienhart et al., 2016; Warren, 2012; Yorio y Ye, 2012), no se dispone de instrumentos de evaluación que avalen los efectos de esta metodología sobre el desarrollo de las competencias profesionales. El presente trabajo se enmarca en este punto, en la creación de un instrumento que permita aportar evidencias científicas en este campo de estudio.

MÉTODO

Participantes

Participaron 366 estudiantes del grado de Educación Social de la Universidad Pablo de Olavide (Sevilla, España). Para la elección de la muestra, se llevó a cabo un muestreo aleatorio simple, estratificado y polietápico (Cea D'Ancona, 2004). Los estratos que se establecieron en función de sus características más notables fueron el sexo, el curso, la edad y los estudios cursados con anterioridad (bachillerato, formación profesional de grado superior).

En su mayoría eran mujeres (92.70 %) con edades entre 18 y 47 años ($M = 23.50$; $DT = 4.38$). Los estudiantes de primero constituían un 33 %, 21 % cursaban segundo, un 24 % tercero y un 22 % cuarto. Por lo que respecta a los estudios cursados previamente, 33 % procedía de un grado superior de formación profesional y 67 %, bachillerato de Humanidades y Ciencias Sociales. El grupo control (GC) se componía por 187 estudiantes que no habían participado en programas de ApS a lo largo de su formación, mientras que el grupo experimental (GE) lo formaban 179 estudiantes que habían participado en una experiencia de ApS en una zona con población en riesgo de exclusión social durante un semestre. Los estudiantes participantes en el ApS lo hicieron de manera obligatoria durante un semestre como parte de la metodología propuesta en dos asignaturas del primer semestre de 1º. de Educación Social

que introduce el servicio a la comunidad como estructura articuladora de las asignaturas. Esta experiencia implica un servicio en el Colegio de Educación Infantil y Primaria Andalucía, ubicado en el Polígono Sur (una zona de transformación social de Sevilla, España), conglomeración de barrios reconocidos como ejemplo de desigualdad social con niveles altos en marcadores de exclusión, desempleo, un elevado porcentaje de la población en el mercado invisible y de economía sumergida, y con población mayoritaria de etnia gitana.

El colegio Andalucía es una comunidad de aprendizaje, lo que a mi juicio enriquece la experiencia de ApS que realizan los estudiantes al tratarse, como afirman Álvarez Álvarez y Silió Sáiz (2015), de dos proyectos innovadores y relevantes para los que son fundamentales la aproximación escuela-comunidad, el voluntariado, la solidaridad y el papel activo y ciudadano del alumnado. Durante un semestre los estudiantes prestaron apoyo en grupos interactivos donde los niños y niñas están divididos en grupos heterogéneos con actividades distintas.

Instrumento

Para recoger información se diseñó una escala de competencias profesionales construido *ad hoc*. Para ello, tras una profunda revisión bibliográfica sobre competencias profesionales, se generó un primer banco de ítems que dio lugar al primer borrador de la escala. En la creación inicial del instrumento se establecieron cinco dimensiones correspondientes a las establecidas por Niemi (2012): (1) diseño de instrucción propio, (2) cooperación con otros profesionales, (3) compromiso ético, (4) diversidad de alumnos y preparación para el futuro, y (5) aprendizaje y crecimiento profesional. Estas dimensiones resultan adecuadas a la muestra, ya que la versión original hace referencia a competencias docentes en la sociedad en general no reduciéndolas al ámbito escolar reglado.

Se redactaron inicialmente 40 ítems. Con el objeto de fortalecer la validez de contenido, se sometió a criterio de nueve jueces expertos en el tema (tres profesores expertos en educación social, tres metodólogos, tres educadores sociales) y con las sugerencias recibidas se redujeron y/o ajustaron los ítems según los criterios de validez, ubicación, inteligibilidad y univocidad (Worthington y Whittaker, 2006). Para ello se les envió una plantilla a los jueces expertos en la que debían valorar del 1 al 4 cada ítem de acuerdo a la validez del enunciado, la ubicación del ítem en la escala, la inteligibilidad y la unicidad de cada ítem.

A nivel cuantitativo, se eliminaron aquellos ítems que no superasen una media de 3.

Como resultado de este proceso se configuró un instrumento formado por dos secciones. La primera contiene la información demográfica (sexo, edad, curso, estudios previos). La segunda, la constituye una escala tipo Likert de cinco puntos (1 = *totalmente en desacuerdo*, 5 = *totalmente de acuerdo*) y 30 ítems en la que se pide a los estudiantes que valoren en qué medida la metodología de enseñanza utilizada en su formación favorece el desarrollo de las competencias profesionales.

Procedimiento

Se implementó un diseño cuasiexperimental de medidas repetidas *pretest-postest*, basado en la comparación de dos grupos: un GE de estudiantes que habían participado en una experiencia de ApS a lo largo de su itinerario formativo durante un semestre en dos asignaturas obligatorias y un GC que no, habiendo sido formado éste con metodologías de corte tradicional basadas en clases magistrales y prácticas en el aula. La metodología de enseñanza basada en el ApS fue la variable independiente, mientras que las competencias profesionales fueron las variables dependientes.

La recogida de datos se desarrolló en dos fases en las que se pidió a ambos grupos que completaran la escala: al comienzo del curso académico (*pretest*) y otra al final (*postest*) para luego medir el cambio entre las dos pruebas. La cumplimentación del inventario se realizó en línea. A través de un correo electrónico se invitó a los estudiantes a participar, además en el mismo se les informaba del propósito del estudio, de la posibilidad de abandonarlo en cualquiera de sus fases, a la vez que se enviaba el enlace de acceso al inventario. Se garantizó la protección de datos personales y la confidencialidad de las respuestas. Además, los estudiantes que aceptaron participar completaron el informe de consentimiento. Durante el proceso se envió un recordatorio en la fase *pretest* y en la *postest* para aumentar el número de respuestas. Los datos fueron recogidos durante los años 2015 y 2016.

Inicialmente, el GE lo formaron 195 estudiantes y el GC, 200 estudiantes. Durante el periodo *pretest-postest*, la tasa de respuesta disminuyó un 25 %, no inusual en estudios longitudinales (Wang et al., 2017). Finalmente, se recibieron cuestionarios completos de 366 estudiantes (187 del GC y 179 del GE).

Análisis de datos

Se verificó la adecuación de la matriz de correlaciones para asegurarse de su posible factorización utilizando la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin y la de esfericidad de Bartlett. Para comprobar la validez de constructo se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) siguiendo el método de extracción de componentes principales (rotación Varimax). Finalmente, se utilizaron diferentes análisis factoriales confirmatorios (AFC) bajo el criterio de máxima verosimilitud para la estimación de los parámetros.

Se evaluó la bondad de ajuste del modelo factorial propuesto a nivel teórico mediante un AFC por medio de varios procedimientos estadísticos: la razón de ji cuadrada y χ^2 / gl . Geldhof, Preacher y Zyphur (2014) sugieren que los valores por debajo de 2 indican un ajuste adecuado. Siguiendo los criterios marcados por Byrne (2010), se establece el índice de bondad de ajuste general (*goodness-of-fit index*, GFI), que va de 0 (*sin ajuste*) a 1 (*ajuste perfecto*). Para el índice de ajuste comparativo (*comparative fit index*, CFI) se considera que valores iguales o superiores a .95 indican un buen ajuste. La raíz del residuo cuadrático promedio (*standardized root mean residual*, SRMR) es una estimación obtenida de comparar los valores de varianzas y covarianzas propuestas por el modelo con las reales determinadas a partir de los datos. Un valor inferior a .08 indica un buen ajuste. Por último, teniendo en cuenta la complejidad del modelo, se pensó que la raíz del residuo cuadrático promedio de aproximación (*root mean square error approximation*, RMSEA) debería ser empleada, considerando adecuados valores menores a .05 y aceptables valores inferiores a .08 (Geldhof et al., 2014).

Para estimar la validez convergente y fiabilidad discriminante se calcularon el coeficiente alfa de Cronbach, tanto de la escala global como de las dimensiones, y los índices de fiabilidad compuesta, fiabilidad máxima (coeficiente *H* de Hancock y Mueller) y la varianza media extractada. El punto de corte para esos índices es de .70 y para la varianza media extractada por encima de .50 (Geldhof et al., 2014).

Antes de proceder al análisis de diferencias se exploró si las variables mostraban una distribución normal con el fin de determinar el uso de pruebas paramétricas o no paramétricas en la comparación de medias relacionadas (*pretest-postest*) e independientes (GE-GC). Para ello, se aplicaron las pruebas de Kolmogorov-Smirnov y de *M* de Box para verificar la igualdad de las matrices de covarianza. Se pudo concluir que los supuestos de normalidad y homocedasticidad se cumplieron en todas las variables, por lo que se aplicaron pruebas paramétricas.

En primer lugar, se procedió a analizar la homogeneidad de la muestra por medio de los análisis de varianza (ANOVA) en las medidas *pretest*. Posteriormente, se realizaron análisis descriptivos (medias y desviaciones típicas) y ANOVA para determinar posibles diferencias *pretest* entre el GE y el GC. Posteriormente, se llevaron a cabo análisis descriptivos (medias y desviaciones típicas) y de covarianza (ANCOVA) de las puntuaciones *postest* (covariando el *pretest*), lo que permitiría evidenciar el impacto de la metodología de enseñanza basada en el ApS en las competencias profesionales. También se analizaron las diferencias entre el GE y el GC en variables como la edad, el curso, el sexo y los estudios previos. Las diferencias no resultaron estadísticamente significativas, por lo que estas variables no se incluyeron como covariadas en los análisis sucesivos. Finalmente, se calculó el tamaño del efecto (*d* de Cohen; pequeño < 0.50, moderado: 0.50-0.79, grande \geq 0.80).

Para el análisis de los datos se utilizó el software estadístico SPSS, versión 23.0. También se utilizaron los programas Factor, versión 9.3, y AMOS, versión 22.

RESULTADOS

Propiedades psicométricas del instrumento

Se dividió la muestra ($n = 366$) en dos partes extraídas al azar. La primera submuestra, de 187 estudiantes, se utilizó para realizar el AFE y la segunda, de 179, para el AFC. Se obtuvo un índice Kaiser-Meyer-Olkin de .927 y la prueba de esfericidad de Barlett resultó estadísticamente significativa ($\chi^2 = 1,815.93$, $p = .000$) lo que indica que es pertinente proceder al análisis factorial.

Los resultados sobre la interpretación del AFE resultaron muy similares tomando el método de extracción de componentes principales y rotación Varimax o Promin. Finalmente, se optó por la solución ofrecida por el Varimax al resultar más parsimonioso pues menos ítems saturaban alto en distintos factores. Después de comparar las soluciones, se seleccionó el modelo de cinco factores: (1) compromiso ético con la profesión; (2) cooperación con otros profesionales; (3) diseño y desarrollo de proyectos; (4) disposición para la diversidad; y (5) disposición para el desarrollo profesional, que explicaban conjuntamente 72.01 % de la varianza total (véase la tabla 1). La varianza común entre las variables (comunalidad) osciló entre .66 y .82. Es decir, las comunalidades representan valores que me conducen a aseverar que los componentes extraídos explican todas las variables contenidas en el estudio.

En la matriz de correlaciones entre los distintos componentes extraídos (véase la tabla 2) se aprecia que la asociación lineal es elevada entre los componentes 1 y 2 ($r = .762$), 1 y 3 ($r = .782$), y 2 y 1 ($r = .721$); mientras que con respecto a los demás la linealidad es media. Estos valores de asociaciones lineales entre los diferentes factores también indican la realización del análisis factorial.

Posteriormente, se probaron tres modelos de AFC, cuyos índices de bondad de ajuste se muestran en la tabla 3. Debido a que no existía normalidad multivariada en los datos (el coeficiente de la curtosis multivariada de Mardia era igual a $38.39 > 1.96$), se utilizaron estimadores robustos de máxima verosimilitud para la estimación de los parámetros.

Los resultados del AFC desarrollado corroboraron la estructura factorial sugerida por el AFE. Se descartó el modelo de cinco factores independientes por tener un valor de ji cuadrada significativo ($p < .01$). Se esperaba que los índices de ajuste CFI fueran mayores o iguales a .95 y los valores en el GFI debían ser mayores a .90; valores que no se alcanzaron ni en el modelo de cinco factores independientes ni en el de seis factores. Tampoco se alcanzó el valor del indicador RMSEA (.07 y .09, respectivamente), que se esperaba fuera menor a .06. Es decir, en estos dos modelos los índices CFI, GFI y RMSEA no se ajustan a los valores óptimos. Considerando estos índices, entre los tres modelos propuestos inicialmente, se decidió que el modelo de cinco factores relacionados fue el que mostró los mejores índice de ajuste: $\chi^2 = 881.22$, $p = .000$; GFI = .93; CFI = .98; SRMR = .067; RMSEA = .064. Lo cual es claramente consistente con la estructura teórica que orientó la elaboración de la escala y de los ítems correspondientes.

Con respecto a la validez convergente, se decidió que la fiabilidad debería ser igual o superior a .70 (Geldhof et al., 2014; Hair, Black, Babin y Anderson, 2010) o superior (De Veaux, Velleman y Bock, 2012). Como muestran los resultados de la tabla 4, los valores de fiabilidad compuesta, fiabilidad máxima y alfa de Cronbach fueron iguales o superiores a .84 en todos los factores. En relación con la validez discriminante, los porcentajes de varianza media extractada fueron adecuados, situándose todos ellos por encima de .50, lo que implica que el constructo explica un alto porcentaje de la varianza.

Finalmente, después de comparar las soluciones, los resultados confirmaron que el modelo de cinco factores correlacionados era el más parsimonioso y ofrecía el mejor ajuste.

Tabla 1. Descripción de los factores que forman las competencias profesionales

Factor	No. de ítems	Varianza explicada	Descripción de ítems que incluye	Ítems asociados
Compromiso ético con la profesión	6	23.25 %	Incluye ítems relacionados con la toma de conciencia de las bases éticas de la profesión, con su trabajo como agente de cambio social y la reflexión crítica del propio trabajo.	<ul style="list-style-type: none"> • Respetar la dignidad, la autonomía y la libertad de las personas. • Conocer las bases éticas de la profesión. • Reflexión crítica del propio trabajo. • Trabajar como agente de cambio social. • Compromiso con la confidencialidad de la información. • Respetar la dignidad, la autonomía y la libertad de las personas.
Cooperación con otros profesionales	7	19.51 %	Se asocia con ítems que hacen referencia a la cooperación con familias, trabajadores sociales y la comunidad educativa.	<ul style="list-style-type: none"> • Trabajar con la comunidad escolar. • Cooperación con las familias. • Cooperación con trabajadores sociales. • Actuar en equipo en situaciones de conflicto (como <i>mobbing</i>). • Gestión colaborativa de proyectos. • Investigación acción participativa. • Evaluación cooperativa de las necesidades de los participantes.
Diseño y desarrollo de proyectos	8	10.83 %	Comprende ítems relacionados con la capacidad para diseñar proyectos y gestionarlos de manera independiente, y al uso de métodos y técnicas de enseñanza.	<ul style="list-style-type: none"> • Diagnóstico y análisis de necesidades. • Diseñar objetivos coherentes con las necesidades detectadas. • Formular objetivos claros, concretos y fáciles de evaluar. • Diseñar actividades motivadoras para el grupo destinatario. • Ajuste del diseño al grupo de destinatarios. • Utilizar recursos variados de enseñanza. • Diseño de la evaluación en coherencia con los objetivos. • Gestión independiente de proyectos.
Disposición para la diversidad	4	10.49 %	Se refieren a la habilidad para responder a la multiculturalidad, la promoción de la equidad de género y la adecuación de los métodos de enseñanza.	<ul style="list-style-type: none"> • Consciente de su propia identidad cultural y de los estereotipos culturales. • Guardar un trato igualitario sin discriminación por razón de sexo, edad, religión, ideología, etnia, idioma o cualquier otra diferencia. • Promover la equidad de género. • Utilización de métodos sensibles a las diferencias culturales, de género, de clase, entre otros.
Disposición para el desarrollo profesional	5	7.93 %	Agrupar ítems que incorporan el aprendizaje a lo largo de la vida.	<ul style="list-style-type: none"> • Consciente del mundo cambiante y complejo. • Evaluación crítica de su formación. • Planea continuar los estudios de postgrado. • Crecimiento profesional a lo largo de la vida. • Capacidad de reflexión sobre la propia práctica.

Tabla 2. Matriz de correlación de los componentes

Componente	1	2	3	4	5
1	1.000	.721	.638	.481	.541
2	.762	1.000	.688	.472	.531
3	.782	.672	1.000	.524	.544
4	.468	.489	.532	1.000	.494
5	.545	.582	.576	.562	1.000

Nota: Las correlaciones entre variables son significativas, $p < .001$.

Tabla 3. Índices de bondad de ajuste

Modelo	p_{χ^2}	χ^2 / gl	GFI	CFI	SRMR	RMSEA
Seis factores	.222	2.29	.89	.59	.062	.076
Cinco factores independientes	< .001	2.44	.81	.85	.057	.095
Cinco factores relacionados	< .001	1.64	.93	.98	.067	.064

Tabla 4. Análisis de la fiabilidad y validez de la escala

Factor	α	FC	FM	VME
Compromiso ético con la profesión	.90	.87	.89	.66
Cooperación con otros profesionales	.84	.92	.88	.61
Diseño y desarrollo de proyectos	.89	.89	.87	.62
Disposición para la diversidad	.91	.87	.93	.69
Disposición para el desarrollo profesional	.88	.86	.86	.64

Nota: FC = fiabilidad compuesta; FM = fiabilidad máxima; VME = varianza media extractada.

Impacto del ApS en el desarrollo de las competencias profesionales

El objetivo de este trabajo se centró en analizar cómo la metodología de enseñanza basada en el ApS influía en el desarrollo de las competencias profesionales. Tal y como se puede observar en la tabla 5, tras realizar los ANOVA *pretest*, todas las escalas ofrecieron homogeneidad entre el GC y el GE, cuyos niveles de significación fueron todos superiores a .05 ($p > .05$), lo que indica homogeneidad de ambos grupos.

Por otro lado, los resultados de los ANOVA *pretest* confirmaron que no había diferencias significativas entre el GC y el GE antes de comenzar la experiencia de ApS. No obstante, un análisis comparativo general mostró que el GE obtuvo puntuaciones medias más altas que los participantes del GC en todos los factores, excepto en disposición para el desarrollo profesional.

Tal y como se puede observar en la tabla 5, los resultados de los ANCOVA *postest* mostraron diferencias estadísticamente significativas entre el GE y el GC, señalando que el incremento fue mayor en el GE. Concretamente, en relación a la variable compromiso ético con la profesión, los resultados del ANCOVA *postest* reflejaron diferencias significativas entre el GC y el GE ($F = 10.97$, $p = .001$, $d = 0.53$), señalando que el incremento fue mayor en el GE. Del mismo modo, para la cooperación con otros profesionales, los resultados señalaron diferencias estadísticamente significativas entre ambos grupos ($F = 13.17$, $p = .001$, $d = 0.52$), siendo mayor el incremento en el GE. Por otro lado, al analizar la variable diseño y desarrollo de proyectos, los resultados volvieron a mostrar diferencias estadísticamente significativas entre el GC y el GE ($F = 19.79$, $p = .001$, $d = 0.54$), produciéndose, nuevamente, un incremento mayor

Tabla 5. Descriptivos de los grupos experimental y control y resultados de su contraste

Factor	Pretest				Postest				ANOVA pretest			ANCOVA postest		
	Experimental		Control		Experimental		Control		F	p	d	F	p	d
	M	DT	M	DT	M	DT	M	DT						
Compromiso ético	2.99	0.90	2.89	0.77	3.29	0.69	2.93	0.77	0.86	.056	0.14	10.97	.001	0.53
Cooperación con otros profesionales	3.85	1.33	3.07	1.56	4.78	1.28	4.04	1.52	0.82	.063	0.15	13.17	.001	0.52
Diseño y desarrollo de proyectos	3.60	1.22	3.31	1.53	4.47	1.04	3.81	1.37	0.92	.062	0.16	19.79	.001	0.54
Disposición para la diversidad	2.90	0.69	2.68	0.66	3.40	0.85	2.83	0.74	8.43	.070	0.28	9.25	.004	0.68
Disposición para el desarrollo profesional	2.16	0.73	2.52	0.74	3.43	0.92	2.98	0.78	8.56	.060	0.37	9.26	.003	0.70

Nota: Grupo experimental, $n = 179$; grupo control, $n = 187$. d = efecto de Cohen (pequeño < 0.50 , moderado: $0.50-0.79$, grande ≥ 0.80).

en el GE. Respecto a la variable disposición para la diversidad, los resultados mostraron diferencias significativas entre ambos grupos ($F = 9.25$, $p = .004$, $d = 0.68$), siendo mayores las del GE. Finalmente, los resultados de la variable disposición para el desarrollo profesional volvieron a revelar diferencias estadísticamente significativas entre grupos ($F = 9.26$, $p = .003$, $d = 0.70$), siendo las del GE mayores. Como se puede observar en la tabla 5, el tamaño del efecto (d de Cohen) fue moderado en las variables compromiso ético con la profesión (0.53), cooperación con otros profesionales (0.52), diseño y desarrollo de proyectos (0.54), disposición para la diversidad (0.68) y disposición para el desarrollo profesional (0.70).

Además, si observamos las diferencias de medias en todas las variables, las ganancias del GE en comparación con el GC son mayores. Resultan destacables los incrementos positivos en el GE. Los resultados muestran cómo en todos los casos la evolución es más favorable en el GE que en el GC. Concretamente, el ítem que alcanzó mayor puntuación en el factor compromiso ético con la profesión fue “respetar la dignidad, la autonomía y la libertad de las personas” ($M = 3.93$, $DT = 0.86$). En el factor cooperación con otros profesionales fue el ítem “gestión colaborativa de proyectos” ($M = 3.62$, $DT = 0.91$). En el diseño y desarrollo de proyectos destacó el ítem “diseñar actividades motivadoras para el grupo destinatario” ($M = 3.74$, $DT = 0.90$). En el de disposición para la diversidad el ítem “consciente de su propia identidad cultural y de los estereotipos” ($M = 3.56$, $DT = 0.76$). Finalmente, en el factor disposición para el de-

sarrollo profesional fue el ítem “crecimiento profesional a lo largo de la vida” ($M = 3.3$, $DT = 0.95$).

DISCUSIÓN

Este trabajo ha tenido por objetivo validar una escala para medir la influencia de la metodología de enseñanza basada en el ApS en el desarrollo de las competencias profesionales de los estudiantes en formación docente. El instrumento resultó ser una medida válida y fiable para evaluar las competencias profesionales de los estudiantes en formación docente. La alfa de Cronbach obtenida asciende a .87 para la totalidad del instrumento, así como en cada una de las dimensiones, que oscilan entre .84 y .91, que indican que ha sido adecuada. El ajuste del AFC fue altamente satisfactorio ($\chi^2 = 881.22$, $p = .000$; GFI = .93; CFI = .98; SRMR = .067; RMSEA = .064). Asimismo, la escala reflejó una estructura de cinco factores: compromiso ético con la profesión, cooperación con otros profesionales, diseño y desarrollo de proyectos, disposición para la diversidad y disposición para el desarrollo profesional, que conjuntamente explican 72.01 % de la varianza. Datos coincidentes con el modelo teórico propuesto por Niemi y Nevgi (2014) y Niemi, Nevgi y Aksit (2016).

Se trata de un estudio sobre una temática poco explorada. No se contaba con una herramienta empírica para evaluar y operacionalizar el desarrollo de competencias profesionales por medio de metodologías activas como el

ApS. La escala constituye un instrumento de utilidad para la evaluación del impacto de esta metodología de enseñanza para la adquisición de las competencias profesionales de los estudiantes en formación docente que los gestores de los programas educativos pueden utilizar para evaluar la calidad y la validez de los modelos didácticos desarrollados. Si bien las competencias profesionales no se refieren a cualquier tipo de competencias, sino aquellas que se desarrollan a través del ApS, se espera que también sirva para evaluar el impacto de otras metodologías de enseñanza activas que sitúen a los estudiantes en escenarios preprofesionales como el *practicum*.

Los resultados ponen de manifiesto cómo la metodología de enseñanza basada en el ApS influye en el desarrollo de las competencias profesionales de los estudiantes en formación docente. Los ANCOVA *postest* confirmaron que existen diferencias significativas a favor del GE en todos los factores. Por tanto, las puntuaciones más altas del GE confirman el impacto de la participación en experiencias de ApS en el desarrollo de las competencias profesionales de los estudiantes en formación docente. Los resultados ratifican la eficacia de esta metodología de enseñanza como optimizador del aprendizaje de competencias profesionales frente a metodologías de corte más tradicional en todas las dimensiones evaluadas en este trabajo, desde el compromiso ético con la profesión hasta la disposición para el desarrollo profesional. Estos hallazgos son compatibles con los obtenidos por trabajos como los de Deeley (2016), el European Union High Level Group on the Modernisation of Higher Education (2013, 2014), Niemi y Nevgi (2014) y Niemi et al. (2016) sobre las metodologías de aprendizaje activo como enfoques necesarios para el desarrollo de competencias profesionales.

Se pueden brindar distintas razones sustentadas en trabajos previos sobre el porqué de estos resultados que se exponen a continuación. En primer lugar, el contexto es trascendental en la adquisición de competencias profesionales (Francisco Amat y Moliner Miravet, 2010; De Miguel Díaz, 2006; Tejada, 2013). El ApS sitúa al alumnado en contextos reales de práctica preprofesional donde por medio del servicio tiene la posibilidad de hallar espacios de aprendizaje en los que poner en práctica las habilidades profesionales, que difícilmente puede encontrar en otros lugares (Tejada, 2013; Tejada Fernández y Ruiz Bueno, 2016). La metodología de enseñanza basada en el ApS sitúa al alumnado en un contexto particular en el que a partir del análisis de situaciones reales se activan convenientemente todos los saberes y destrezas de que dispone para responder efectivamente a la solución de problemas. Para

ello, la colaboración entre las universidades, instituciones y entidades socioeducativas resulta indispensable para formar profesionales competentes.

En segundo lugar, hace tiempo que se reconoce que las competencias profesionales son adquiridas de manera más eficiente y efectiva en situaciones prácticas que en contextos educativos formales desligados de dichas prácticas (Flannery y Pragman, 2008; Lévy-Leboyer, 1997). La literatura también confirma que no es suficiente con el proceso de formación sino que en este aspecto la experiencia se muestra imprescindible. En este sentido, el ApS responde a la puesta en acción, la experiencia y el contexto socioprofesional ineludibles para su desarrollo. Cabe señalar que el enfoque basado en competencias ha supuesto un avance en el sentido de poner el énfasis en una lógica más productiva, menos académica y más orientada a la solución de problemas (Tejada Fernández y Ruiz Bueno, 2016) que casa perfectamente con los planteamientos de la metodología de enseñanza basada en ApS.

Este trabajo tiene la limitación de haberse realizado únicamente con una muestra de estudiantes de una titulación por lo que se hace necesario demostrar sus propiedades psicométricas con estudiantes de otras titulaciones. Además, están las limitaciones propias de los diseños cuasiexperimentales, en los que no existe un control total de las variables y, por tanto, no permiten establecer relaciones de causalidad.

Con respecto a las futuras líneas de trabajo, sería conveniente examinar si las condiciones particulares del ApS, como la duración de la experiencia, intervienen en el desarrollo de las competencias profesionales, así como la calidad del contexto de práctica profesional donde se inserta el alumnado en formación docente, como pueden ser las comunidades de aprendizaje (Álvarez Álvarez y Silió Sáiz, 2015).

Finalmente, señalar que los resultados obtenidos revelan la necesidad de repensar la organización de la docencia universitaria desde la perspectiva del ApS para responder al desarrollo de las competencias profesionales de los estudiantes universitarios. Para conseguirlo se requiere de voluntades deliberadas e intencionadas por parte del profesorado, pero a la vez de una transformación de estructuras institucionales que faciliten estas prácticas.

REFERENCIAS

Álvarez Álvarez, C., & Silió Sáiz, G. (2015). El aprendizaje-servicio y las comunidades de aprendizaje: Dos proyectos escolares

- innovadores que se enriquecen mutuamente. *Enseñanza & Teaching*, 33(2), 43-58. doi:10.14201/et20153324358
- Bolívar, A. (2008). El discurso de las competencias en España: Educación básica y educación superior. *Revista de Docencia Universitaria*, 6(2). doi:10.4995/redu.2008.6268
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2ª. ed.). Nueva York, NY, EE.UU.: Routledge.
- Cea D'Ancona, M. Á. (2004). *Métodos de encuesta. Teoría y práctica, errores y mejora*. Madrid, España: Síntesis.
- Celio, C. I., Durlak, J., & Dymnicki, A. (2011). A meta-analysis of the impact of service-learning on students. *Journal of Experiential Education*, 34(2), 164-181. doi:10.1177/105382591103400205
- Conway, J. M., Amel, E. L., & Gerwien, D. P. (2009). Teaching and learning in the social context: A meta-analysis of service learning's effects on academic, personal, social, and citizenship outcomes. *Teaching of Psychology*, 36(4), 233-245. doi:10.1080/00986280903172969
- Darling-Hammond, L. (2006). Constructing 21st-century teacher education. *Journal of Teacher Education*, 57(3), 300-314. doi:10.1177/0022487105285962
- De Veaux, R. D., Velleman, P. F., & Bock, D. E. (2012). *Stats: Data and models* (3ª. ed.). Boston, MA, EE.UU.: Pearson.
- Deeley, S. J. (2016). *El aprendizaje-servicio en educación superior. Teoría, práctica y perspectiva crítica* (trad. S. Alcina Zayas). Madrid, España: Narcea.
- Dienhart, C., Maruyama, G., Snyder, M., Furco, A., McKay, M. S., Hirt, L., & Huesman, R., Jr. (2016). The impacts of mandatory service on students in service-learning classes. *The Journal of Social Psychology*, 156(3), 305-309. doi:10.1080/00224545.2015.1111856
- Domingo Roget, À., & Gómez Serés, M. V. (2014). *La práctica reflexiva. Bases, modelos e instrumentos*. Madrid, España: Narcea.
- European Union High Level Group on the Modernisation of Higher Education. (2013). *Report to the European Commission on improving the quality of teaching and learning in Europe's higher education institutions*. Luxemburgo: Publications Office of the European Union. doi:10.2766/42468
- European Union High Level Group on the Modernisation of Higher Education. (2014). *Report to the European Commission on new modes of learning and teaching in higher education*. Luxemburgo: Publications Office of the European Union. Recuperado de http://ec.europa.eu/education/library/reports/modernisation-universities_en.pdf
- Flannery, B. L., & Pragman, C. H. (2008). Working towards empirically-based continuous improvements in service learning. *Journal of Business Ethics*, 80(3), 465-479. doi:10.1007/s10551-007-9431-3
- Folgueiras Bertomeu, P., Luna González, E., & Puig Latorre, G. (2013). Aprendizaje y servicio: Estudio del grado de satisfacción de estudiantes universitarios. *Revista de Educación*, 362, 159-185. doi:10.4438/1988-592x-re-2011-362-157
- Francisco Amat, A., & Moliner Miravet, L. (2010). El aprendizaje servicio en la universidad: Una estrategia en la formación de ciudadanía crítica. *Revista Electrónica Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 13(4), 69-77. Recuperado de http://www.aufop.com/aufop/uploaded_files/articulos/1291992629.pdf
- García García, M., & Cotrina García, M. J. (2015). El aprendizaje y servicio en la formación inicial del profesorado: De las prácticas educativas críticas a la institucionalización curricular. *Profesorado. Revista de Currículum y Formación del Profesorado*, 19(1), 8-25. Recuperado de <http://www.ugr.es/local/recfpro/rev191ART1.pdf>
- Geldhof, G. J., Preacher, K. J., & Zyphur, M. J. (2014). Reliability estimation in a multilevel confirmatory factor analysis framework. *Psychological Methods*, 19(1), 72-91. doi:10.1037/a0032138
- Goethem, A. van, van Hoof, A., Orobio de Castro, B., Van Aken, M., & Hart, D. (2014). The role of reflection in the effects of community service on adolescent development: A meta-analysis. *Child Development*, 85(6), 2114-2130. doi:10.1111/cdev.12274
- Griffin, P., McGaw, B., & Care, E. (Eds.). (2012). *Assessment and teaching of 21st-century skills*. Dordrecht, Alemania: Springer. doi:10.1007/978-94-007-2324-5
- Hair, J. F., Jr., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7ª. ed.). Upper Saddle River, NJ, EE.UU.: Prentice Hall.
- Kunter, M., Klusmann, U., Baumert, J., Richter, D., Voss, T., & Hachfeld, A. (2013). Professional competence of teachers: Effects on instructional quality and student development. *Journal of Educational Psychology*, 105(3), 805-820. doi:10.1037/a0032583
- Lave, J., & Wenger, E. (1991). *Situated learning: Legitimate peripheral participation*. Nueva York, NY, EE.UU.: Cambridge University Press.
- Lévy-Leboyer, C. (1997). *Gestión de las competencias*. Barcelona, España: Gestión 2000.
- Mayor Paredes, D., & Rodríguez Martínez, D. (2016). Aprendizaje-servicio y práctica docente: Una relación para el cambio educativo. *Revista de Investigación Educativa*, 34(2), 535-552. doi:10.6018/rie.34.2.231401
- Miguel Díaz, M. de (coord.). (2006). *Metodologías de enseñanza y aprendizaje para el desarrollo de competencias. Orientaciones para el profesorado universitario ante el espacio europeo de educación superior*. Madrid, España: Alianza.

- Niemi, H. (2012). Relationships of teachers' professional competences, active learning and research studies in teacher education in Finland. *Reflecting Education*, 8(2), 23-44. Recuperado de <http://www.reflectingeducation.net/index.php/reflecting/article/view/114>
- Niemi, H., & Nevgi, A. (2014). Research studies and active learning promoting professional competences in Finnish teacher education. *Teaching and Teacher Education*, 43, 131-142. doi:10.1016/j.tate.2014.07.006
- Niemi, H., Nevgi, A., & Aksit, F. (2016). Active learning promoting student teachers' professional competences in Finland and Turkey. *European Journal of Teacher Education*, 39(4), 471-490. doi:10.1080/02619768.2016.1212835
- Pozo Flórez, J. Á. del. (2013). *Competencias profesionales. Herramientas de evaluación: el portafolios, la rúbrica y las pruebas situacionales*. Madrid, España: Narcea.
- Rodríguez Izquierdo, R. M. (2008). Un modelo de formación basado en las competencias: Hacia un nuevo paradigma en la enseñanza universitaria. *Contextos Educativos*, 11, 131-147. doi:10.18172/con.599
- Santos Rego, M. Á. (Ed.). (2016). *Sociedad del conocimiento. Aprendizaje e innovación en la universidad*. Madrid, España: Biblioteca Nueva.
- Santos Rego, M. A., Sotelino Losada, A., & Lorenzo Moledo, M. (2015). *Aprendizaje-servicio y misión cívica de la universidad. Una propuesta de desarrollo*. Barcelona, España: Octaedro.
- Tejada, J. (2013). La formación de las competencias profesionales a través del aprendizaje servicio. *Cultura y Educación*, 25(3), 285-294. doi:10.1174/113564013807749669
- Tejada Fernández, J., & Ruiz Bueno, C. (2016). Evaluación de competencias profesionales en educación superior: Retos e implicaciones. *Educación XXI*, 19(1), 17-37. doi:10.5944/educxx1.12175
- Villa Sánchez, A., & Poblete Ruiz, M. (dirs.). (2007). *Aprendizaje basado en competencias. Una propuesta para la evaluación de las competencias genéricas*. Bilbao, España: Mensajero y Universidad de Deusto.
- Wang, M., Beal, D. J., Chan, D., Newman, D. A., Vancouver, J. B., & Vandenberg, R. J. (2017). Longitudinal research: A panel discussion on conceptual issues, research design, and statistical techniques. *Work, Aging and Retirement*, 3(1), 1-24. doi:10.1093/workar/waw033
- Warren, J. L. (2012). Does service-learning increase student learning?: A meta-analysis. *Michigan Journal of Community Service Learning*, 18(2), 56-61. doi:2027/spo.3239521.0018.205
- Wenger, E. (1998). *Communities of practice: Learning, meaning, and identity*. Nueva York, NY, EE.UU.: Cambridge University Press.
- Worthington, R. L., & Whittaker, T. A. (2006). Scale development research: A content analysis and recommendations for best practices. *The Counseling Psychologist*, 34(6), 806-838. doi:10.1177/0011000006288127
- Yorio, P. L., & Ye, F. (2012). A meta-analysis on the effects of service-learning on the social, personal, and cognitive outcomes of learning. *Academy of Management Learning & Education*, 11(1), 9-27. doi:10.5465/amle.2010.0072

Recibido: 18 de julio de 2018.

Aceptado: 22 de diciembre de 2018.