

2

DISEÑO Y VALIDACIÓN DE UN CUESTIONARIO SOBRE PRÁCTICA DOCENTE Y ACTITUD DEL PROFESORADO UNIVERSITARIO HACIA LA INNOVACIÓN (CUPAIN)¹

(DESIGN AND VALIDATION OF A QUESTIONNAIRE ON UNIVERSITY TEACHING PRACTICE AND ATTITUDE TOWARDS INNOVATION (CUPAIN)¹)

Miguel Anxo Santos Rego
Alexandre Sotelino Losada
Universidad de Santiago de Compostela

Gonzalo Jover Olmeda
Universidad Complutense de Madrid

Concepción Naval
Universidad de Navarra

José Luis Álvarez Castillo
Universidad de Córdoba

Victoria Vázquez Verdera
Universidad de Valencia

Alexandre Sotelino Losada
Universidad de Santiago de Compostela

DOI: 10.5944/educXX1.19031

Cómo referenciar este artículo/How to reference this article:

Santos Rego, M. A.; Jover Olmeda, G.; Naval, C.; Álvarez Castillo, J. L.; Vázquez Verdera, V. y Sotelino Losada, A. (2017). Diseño y validación de un cuestionario sobre práctica docente y actitud del profesorado universitario hacia la innovación (CUPAIN). *Educación XXI*, 20(2), 39-71, doi: 10.5944/educXX1.19031

Santos Rego, M. A.; Jover Olmeda, G.; Naval, C.; Álvarez Castillo, J. L.; Vázquez Verdera, V. & Sotelino Losada, A. (2017). Diseño y validación de un cuestionario sobre práctica docente y actitud del profesorado universitario hacia la innovación (CUPAIN). [Design and validation of a questionnaire on university teaching practice and attitude towards innovation (CUPAIN)]. *Educación XXI*, 20(2), 39-71, doi: 10.5944/educXX1.19031

RESUMEN

Introducción: La institucionalización del Aprendizaje-Servicio (ApS) en la universidad recomienda, en primer lugar, el análisis de la cultura docente del profesorado y su actitud hacia la innovación. Precisamente, lo que este trabajo pretende es aportar un modelo teórico integrador desarrollando tres

escalas de evaluación, contrastadas a través de pruebas estadísticas, para el contexto de la enseñanza universitaria en España. Metodología: A fin de elaborar el modelo de medida se aplicaron tres escalas a 1903 profesoras y profesores de 6 universidades españolas: una escala de práctica docente (18 ítems), otra sobre compromiso social de la Universidad (9 ítems), y una tercera, sobre prácticas docentes innovadoras (11 ítems). Los datos obtenidos se sometieron a análisis factorial exploratorio y confirmatorio, además de realizar análisis de ítems y de consistencia interna de la escala. Resultados: La solución resultante ofreció en el caso de la práctica docente una escala final de 12 ítems, distribuidos en tres factores, con índices de ajuste satisfactorios: $\chi^2 / gl = 8.6$; GFI = .96; CFI = .93; RMSEA = .064; SRMR = .039. La segunda de las escalas, unifactorial, con los 9 ítems iniciales, cuenta con una elevada consistencia interna. Y la tercera de las escalas distribuye sus 11 ítems en dos factores que muestran índices de ajuste satisfactorios: $\chi^2 / gl = 16.34$; GFI = .93; CFI = .90; RMSEA = .090; SRMR = .049. Conclusión: Los resultados de los análisis factoriales realizados ofrecen una solución satisfactoria, tanto en la estructura factorial de las escalas como en los niveles de consistencia interna evaluados. Así, el modelo de medida propuesto integra las diversas aportaciones teóricas previas, y ofrece una escala complementaria que puede contribuir al avance de la investigación en ApS y, por extensión, en las Ciencias de la Educación.

PALABRAS CLAVE

Práctica docente; innovación; universidad; compromiso social; aprendizaje-servicio.

ABSTRACT

Introduction: The institutionalization of Service-Learning (SL) in Higher Education recommends first an analysis of professors' teaching culture and their attitude towards innovation. This study is aimed at providing an integrative theoretical model by developing three assessment scales, proven through statistical tests, in the context of higher education in Spain. Methodology: In order to elaborate the measurement model, three scales were applied to 1903 male and female teacher from 6 Spanish universities: a scale on teaching practice (18 items), another on social commitment at the University (9 items), and a third one on innovative teaching practices (11 items). The data obtained were subjected to an exploratory and confirmatory factorial analysis, in addition to the analysis of items and internal consistency of the scale. Results: The resulting solution in the case of the teaching practice provided a final scale of 12 items, organized into three factors, with satisfactory fit indices: $\chi^2 / gl = 8.6$; GFI = .96; CFI = .93; RMSEA = .064; SRMR = .039. The second scale, unifactorial, with 9 initial items, has a high internal consistency. Finally, the third scale classifies its 11 items into two factors that exhibit satisfactory fit indices: $\chi^2 / gl = 16.34$; GFI = .93; CFI = .90; RMSEA = .090; SRMR = .049. Conclusion: The

results of the factorial analyses offer a satisfactory solution, both regarding the factorial structure of the scales and the levels of internal consistency evaluated. Therefore, the measurement model proposed integrates several previous theoretical contributions, and produces an additional scale that can contribute to further research in SL and, by extension, in Education Sciences.

KEYWORDS

Teaching practice; innovation; higher education; social commitment; service-learning.

INTRODUCCIÓN

Una rápida revisión de la literatura científica sobre la Universidad en tiempos recientes, nos remite de forma inexcusable a las repercusiones de la Declaración de Bolonia de 1999 sobre la Universidad europea en general, y española en particular (Santos Rego, 2005). Sin embargo, en un análisis más detenido observamos un cambio importante en tales consecuencias. En un primer momento, el discurso pivotaba, de forma mayoritaria, sobre los aspectos organizativos, mientras que en los últimos años asistimos a una preocupación más centrada en la necesidad de que la Universidad forme ciudadanos responsables, críticos y participativos, además de buenos profesionales, en el contexto de una sociedad del conocimiento sometida a rápidos y profundos cambios (Santos Rego, 2016). Los universitarios deben desarrollar habilidades, actitudes, valores y comportamientos —además de conocimientos— de modo que puedan contribuir a una buena gestión de la realidad social (García López, Gozávez, Vázquez Verdera, & Escámez, 2010; Repáraz, Arbués, Naval, & Ugarte, 2015).

Desde luego, pensando en un mejor afrontamiento de los retos sociales, la institución deberá replantearse su misión y eficacia pedagógica, introduciendo nuevos enfoques educativos (Zabalza, 2006). El Espacio Europeo de Educación Superior ha supuesto una magnífica oportunidad para el impulso del desarrollo de las competencias cívico-sociales de los alumnos universitarios, y la asunción de cambios en la cultura docente, lo que, necesariamente, pasa por la formación del profesorado (Lorenzo Moledo, 2012; Santos Rego, 2013).

Al respecto, Martínez (2006) sostiene que la universidad tiene una función ética sustentada en tres dimensiones: deontológica, ciudadana y cívica; y también humana, personal y social. Se trata de una función que contribuye a la excelencia de los futuros titulados en cuanto que personas,

puesto que no puede entenderse una formación universitaria de calidad que no incorpore el aprendizaje ético y la formación ciudadana.

Concretamente, desde distintos organismos internacionales se afirma la necesidad de que la universidad del siglo XXI cree las condiciones adecuadas para fomentar un aprendizaje más centrado en el estudiante y haga uso de métodos de enseñanza innovadores. Así lo reconocen en la Declaración de Bucarest (2012) los Ministros de Educación de los países implicados en la configuración del Espacio Europeo de la Educación Superior (EEES). Además, ha surgido una demanda, que va a más, de una universidad sensible y cercana a los problemas circundantes (Phillips & Pugh, 2005). Tanto es así que la nueva coyuntura universitaria europea reclama una cultura pedagógica que no se limite a la mera transmisión de contenidos y la posterior superación de una prueba evaluativa puntual, sino que forme a los estudiantes como ciudadanos críticos y activos dispuestos a poner su conocimiento al servicio de la sociedad. Todo ello anuncia un cambio en la cultura docente y la reconfiguración de los papeles de profesores y alumnos.

En este marco institucional, los docentes se convierten en mediadores, diseñadores de entornos de aprendizaje y propiciadores del aprendizaje autónomo de los alumnos, para lo que se le exigen competencias pedagógicas, manejo de técnicas y recursos educativos. Ante este nuevo planteamiento, los alumnos no pueden ser meros receptores y reproductores de los conocimientos transmitidos por el docente (Gargallo, Suárez, Garfella, & Fernández, 2011).

En definitiva, lo que se pretende es transitar desde un modelo expositivo, individualista, centrado en la enseñanza del profesor, que transmite la información de forma unidireccional, y que se desarrolla en el espacio del aula; a un modelo constructivista, cooperativo, basado en la interacción, focalizado en el aprendizaje del alumno, que no solo debe conocer sino también adquirir conciencia, y que amplía su marco de acción a la realidad social (Deeley, 2016). Existe una amplia bibliografía que explica cómo la relación entre los estudiantes puede influir en su proceso de aprendizaje (Tomás-Miquel, Nicolau-Juliá, & Expósito-Langa, 2016).

Así, el docente que se sitúa en este modelo pedagógico, se caracteriza por (Fernández March, 2006; Gargallo *et al.*, 2011; Kolb & Kolb, 2005; Méndez Paz, 2005):

- El desarrollo de prácticas docentes no convencionales.
- La realización de una evaluación continua y participativa.

- La promoción de la toma de decisiones y la implicación del alumnado en el desarrollo de la materia.
- La apertura de la materia a profesionales externos.
- La utilización de metodologías cooperativas para la optimización del aprendizaje.
- El empleo de nuevas tecnologías en la docencia.
- El fomento de la interacción entre el alumnado.

Justamente, uno de los métodos que más reconoce la implicación del estudiante es el aprendizaje-servicio (*service-learning*), donde los alumnos aprenden mientras actúan sobre necesidades reales del entorno con la finalidad de mejorarlo. De esta forma, en una propuesta de aprendizaje-servicio (ApS) se combina el aprendizaje de contenidos académicos con el entrenamiento en la disponibilidad (habilidades) para movilizarlos en contextos reales (Deeley, 2016; Santos Rego, Sotelino, & Lorenzo Moledo, 2015).

Sin embargo, el impacto y los beneficios del aprendizaje-servicio pueden ir más allá de los estudiantes y de los potenciales efectos cognitivo-sociales en los mismos, ya que es posible que alcancen al profesorado, a la comunidad y a la universidad en su conjunto, máxime si esta última consigue vincular, a su través, tres de sus inequívocas misiones: docencia; investigación e innovación, emprendimiento y responsabilidad social. De sus teóricas ventajas se ha hecho eco en nuestro país la Conferencia de Rectores de Universidades Españolas (CRUE), con la aprobación en mayo de 2015 del documento técnico sobre institucionalización del aprendizaje-servicio como estrategia docente, dentro del marco de la Responsabilidad Social Universitaria para la promoción de la Sostenibilidad en la Universidad.

Tratando de institucionalizar tal metodología en la universidad debemos, cuando menos, trabajar en dos niveles, el ApS como filosofía y el ApS como programa (Puig *et al.*, 2016), lo que nos obliga, en primer lugar, a analizar la cultura docente del profesorado, su actitud hacia la innovación en la universidad y, en este marco, su opinión acerca de la responsabilidad social universitaria. La investigación al respecto exige, por lo tanto, disponer de algún instrumento que nos permita diagnosticar estos tres ejes. Se trata de un elemento que es crucial para la elaboración de un plan de formación en el marco de universidades que precisan de un cambio sustantivo en el modelo pedagógico.

Una revisión de las técnicas e instrumentos utilizados en la investigación sobre ApS nos confirma la ausencia de un único instrumento con estas características. El inconveniente se presenta a pesar de constatar la existencia, por un lado, de instrumentos dirigidos al profesorado, la mayor parte de ellos con el propósito de autoevaluar la eficacia del programa (Rubio, Puig, Martín, & Palos, 2015; Shumer, 2003); y, por el otro, de instrumentos que, siempre en función del objeto de investigación, se pueden trasladar o adaptar al estudio y evaluación de programas de aprendizaje-servicio universitario, especialmente centrados en los resultados obtenidos por el alumnado en torno a dimensiones como el desarrollo moral, la autoeficacia o el pensamiento crítico (Bingle, Phillips, & Hudson, 2004).

Del mismo modo, al ampliar el marco de acción a la investigación sobre docencia universitaria comprobamos que de los diversos cuestionarios empleados ninguno de ellos incluía estos tres elementos.

En primer lugar, en lo que a práctica docente se refiere, son varios los instrumentos que se han diseñado con la finalidad de estudiar tal realidad. Al respecto, podemos destacar el Cuestionario de *Evaluación de la Metodología Docente y Evaluativa de los Profesores Universitarios* (CEMEDEPU) (Gargallo *et al.*, 2011), que tiene por objeto conocer y analizar la percepción del profesorado sobre el aprendizaje, la enseñanza y la evaluación, y, por ende, las posteriores prácticas que de ella se deriven. Estos autores también diseñaron y validaron otro cuestionario (CEVEAPEU) centrado en las estrategias de aprendizaje de los alumnos (ver Gargallo, Suárez, & Pérez, 2009) y que está siendo utilizado en otros países (Bustos, Oliver, Galiana, & Sancho, 2017). Con un fundamento similar, el *Cuestionario para el Análisis de la Orientación Docente del Profesor Universitario* (CODPU), de Feixas (2006) trata de examinar el desarrollo profesional de los profesores, recabando para ello información sobre su concepción de la docencia, sus preocupaciones y estilo docente, y las relaciones que establecen con el alumnado y los compañeros. Asimismo, cabe hacer mención de otros estudios que pretenden evaluar la práctica docente usando instrumentos dirigidos al alumnado, caso del *Cuestionario de Evaluación de la Docencia Universitaria* (Molero & Ruiz Carrascosa, 2005) o del *Inventario de Evaluación Docente Universitaria* (IDEDU) (Casero, 2008).

Puede decirse, entonces, que, en mayor o menor medida, los instrumentos anteriormente citados también ponen el foco, si bien de manera indirecta, en la actitud de los profesores hacia la innovación, ya que tratan de diagnosticar la cultura docente mediante la confrontación entre un enfoque tradicional y otro menos convencional, especialmente en lo que se refiere a procesos que favorecen la autonomía de los estudiantes. A mayores, se recogen otros cuestionarios cuyo eje no es otro que el modo de entender la inno-

vacación por parte del profesorado universitario y aun la forma en que atiende a aspectos tan puntuales como el uso de las tecnologías de la información y la comunicación (Tejedor, García-Valcárcel, & Prada, 2009). Sin embargo, no vemos en tales instrumentos un nexo directo y claro entre la práctica docente y la actitud hacia la innovación. Y aun menos si tenemos en cuenta el componente de responsabilidad y compromiso social.

Así las cosas, en lo que hace referencia a la opinión del profesorado sobre la responsabilidad social universitaria, aludimos al trabajo de García, Ferrández, Sales, & Moliner (2006), en el que se ofrecen una serie de instrumentos sustanciales al respecto: Cuestionario sobre conocimientos, actitudes, opiniones y expectativas hacia la ética profesional docente en la enseñanza superior, Cuestionario sobre valores que promueve la Universidad, y Cuestionario sobre valores del profesorado.

Y pese a todo, no disponemos de un instrumento que aúne los elementos presentados y los objetivos del estudio. Razón suficiente para centrar nuestro esfuerzo en el diseño y validación de un instrumento, el Cuestionario sobre práctica docente y actitud del profesorado universitario hacia la innovación (CUPAIN), orientado a conocer el estilo docente que rige la enseñanza universitaria, averiguar la opinión de los profesores sobre diferentes prácticas de innovación docente, y, por último, descubrir la concepción que tiene el profesorado respecto al compromiso social de la universidad.

Es justo el modelo teórico de corte constructivista y también basado en el enfoque pragmático de John Dewey (1989, 2004), el que nos permite dar soporte intelectual a una estructura en tres dimensiones del constructo susceptible de medición. Porque en la sociedad del conocimiento la innovación es una clave de progreso para las personas, las acciones de aprendizaje a favorecer, e incluso a provocar, en la educación superior del futuro no pueden desvincularse del compromiso social de las universidades, y estas han de saber (re)conocer los patrones educativos (cognitivos, emocionales, morales,...) que informan la práctica docente de su profesorado.

De lo que no dudamos es de que el aprendizaje-servicio supone una oportunidad para re-pensar nuestras teorías del conocimiento en un marco de universidad abierta, socialmente comprometida y sensible a la innovación, que se traduce en aprendizajes tanto individuales como, fundamentalmente, compartidos, implicando ideales de interdependencia en la generación y/o construcción del conocimiento (Billig & Eyler, 2003). Es por esto que, de una manera o de otra, estamos manejando un tipo de constructo educativamente asociado a bases éticas (advíertase, por ejemplo, el valor de

la indagación cooperativa) y no solo epistemológicas, a fin de proyectar en cada contexto la universidad del aprendizaje y la innovación (Biesta, Allan, & Edwards, 2014; Bowden & Marton, 2012).

Método

Muestra

La muestra está formada por 1903 profesoras y profesores de las 6 universidades españolas participantes en el estudio: Universidad de Córdoba (5,6 %), Universidad Complutense de Madrid (18,4 %), Universidade da Coruña (8,9 %), Universidad de Navarra (20,8 %), Universidade de Santiago de Compostela (19,6 %) y Universitat de València (26,7 %). Pertenecen, sobre todo, a las áreas de Ciencias Sociales y Jurídicas (34,3 %) y de Ciencias de la Salud (24,3 %), y ya a una cierta distancia porcentual se sitúan las Ciencias Experimentales (17 %), Arte y Humanidades (15 %) y, finalmente, las Enseñanzas Técnicas (9,4 %).

Más de la mitad de los docentes son hombres (52,6 %) y el 47,4 % son mujeres, con una media de edad de 49.10 (DT=9.6). Son, fundamentalmente, funcionarios/as y personal estatutario (contratados doctores) (69.9 %) con 19,21 años (DT = 11,0) de media en experiencia docente universitaria. El 53,4 % de ellos no ha ejercido, en los últimos diez años, ningún cargo unipersonal en la institución.

Instrumento de medida

Lo que se planteó fue un instrumento para el análisis de las formas de organización de las tareas de aprendizaje por parte de los profesores universitarios (práctica docente), su actitud ante la innovación en la docencia universitaria, y más concretamente su opinión sobre la responsabilidad social de la universidad.

Pensando en la formulación de los ítems del Cuestionario sobre práctica docente y actitud del profesorado universitario hacia la innovación (CUPAIN) partimos de un instrumento previo diseñado para la tesis doctoral *Aprendizaje-Servicio en las universidades gallegas. Evaluación y propuesta de desarrollo* (Sotelino, 2014). Después de analizar el instrumento original se decidió eliminar algunos ítems, y, acorde con los objetivos de la investigación, añadir otros que, en determinados casos, estaban incluidos en instrumentos ya validados (García *et al.*, 2006; Gargallo *et al.*, 2011).

De la primera versión del cuestionario se encargó un equipo de investigadores formado por miembros de tres de las Universidades e incluía, además de toda una serie de preguntas cerradas, tres escalas Likert con cinco opciones de respuesta: práctica docente (18 ítems) (de nunca a siempre), compromiso social de la Universidad (12 ítems) (de totalmente en desacuerdo a totalmente de acuerdo), y, una tercera, sobre prácticas docentes innovadoras (11 ítems) (de nada a mucho). Seguidamente, el cuestionario se envió al resto de los grupos de investigación participantes en el estudio. Cada uno de ellos realizó un informe con aportaciones de mejora en la redacción, eliminación o incorporación de ítems, que fueron analizados por el equipo inicial a los efectos de incorporarlos o rechazarlos, siguiendo un criterio de acuerdo/desacuerdo. Después, enviamos las escalas a 6 expertos nacionales e internacionales en ApS con una plantilla de corrección, solicitándoles que avaluasen los ítems atendiendo a los criterios de validez, ubicación, inteligibilidad y univocidad.

Finalmente, procedimos con el pase piloto del cuestionario a una muestra de un total de 426 profesores (46,7 % hombres y 53,3 % mujeres) que seleccionamos llevando a cabo un muestreo probabilístico polietápico cuyo objetivo era seleccionar una muestra representativa de centros en cada una de las tres universidades intencionalmente elegidas para el pase piloto. Con el fin de que todas las ramas de conocimiento estuvieran representadas, se optó por un muestreo estratificado por ramas.

El estudio realizado de la primera de las escalas arrojó un valor alpha de Cronbach de .815; con la segunda escala de 12 ítems se obtuvo un alpha de Cronbach bajo (.648), pero al eliminar tres ítems el valor se situó en .800; y en la tercera escala el valor alpha fue de .869.

Con todo, después de revisar el cuestionario tomando como base el estudio piloto, los datos fueron recogidos a través de un cuestionario con 25 preguntas formuladas en categorías cerradas (22) y en formato de escala tipo *Likert*: práctica docente (18 ítems), compromiso social de la universidad (9 ítems), y actividades de aprendizaje innovadoras (11 ítems) (ver anexo).

Procedimiento

El cuestionario fue aplicado durante el curso 2015-2016 (octubre-noviembre) en seis universidades (cinco públicas y una privada) y se cumplimentó individualmente de forma *online* a través del software Survey Monkey, haciendo llegar el instrumento, con una carta de presentación, a toda la población de profesores y profesoras, ya que dadas las característi-

cas de esta población, y vista la experiencia de otros estudios, no era fácil garantizar una muestra representativa.

Cada universidad adoptó una estrategia distinta para llegar al mayor número posible de docentes, aunque en cinco de ellas se consiguió la implicación del Vicerrectorado responsable de profesorado o, en su caso, de calidad, que lo hizo llegar de forma institucional a los correos electrónicos de los docentes. Previamente se había enviado una carta de presentación a los equipos de gobierno.

Análisis de datos

En primer lugar, para cada una de las escalas calculamos los estadísticos descriptivos de la muestra, analizándose igualmente las propiedades de los ítems. A continuación realizamos un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) con el paquete IBM-SPSS.20, siguiendo el método de extracción de Componentes Principales y rotación Varimax. A partir de ahí, obtuvimos la fiabilidad de cada uno de los factores mediante el coeficiente alfa de Cronbach; y, finalmente, utilizamos modelos de ecuaciones estructurales con el programa AMOS.20, tratando de evaluar el ajuste del modelo mediante los correspondientes estadísticos que la mayor parte de los autores defienden (Byrne, 2006).

Para proceder a la interpretación de estos índices consideramos importante remitirnos a expertos en el tema, por lo que incluimos una breve descripción de los mismos: χ^2 informa de la distancia entre la matriz de varianzas/covarianzas muestral e hipotética (Bentler & Bonett, 1980). Dicho valor no debe ser significativo si lo que se pretende es afirmar la no existencia de discrepancia entre ambas matrices. Sin embargo es un estadístico muy sensible al tamaño de la muestra (con $n \geq 200$ suele ser significativo). Por tanto, debe acompañarse con otros índices, siendo los más utilizados:

- GFI (Tanaka & Huba, 1985) que toma valores entre 0 y 1 y puede interpretarse como un coeficiente de determinación multivariado. Un valor superior a ,90 es indicativo de buen ajuste;
- CFI (Bentler, 1990) es un índice de ajuste comparativo y valores entre ,90 y ,95 son indicadores de buen ajuste;
- RMSEA (Steiger, 1990) informa de la diferencia entre la matriz de correlaciones poblacional y la propuesta en el modelo de la muestra utilizada. Valores menores a ,08 indican un buen ajuste;

- SRMR (Hu & Bentler, 1999) informa de los residuales estandarizados y, al igual que el anterior, un valor inferior a ,08 indica un buen ajuste.

RESULTADOS

Escala de Práctica Docente

Índices descriptivos

Partimos, en este caso, de una escala inicial de 18 ítems que, después de varios análisis de fiabilidad, se redujo a una final de 12 cuyos resultados se muestran a continuación (Tabla 1). La razón de tal caída en el número de ítems fue que la correlación ítem-total (índice de homogeneidad) no resultó significativa.

En primer lugar, presentamos los estadísticos descriptivos y los índices de asimetría y curtosis, los cuales están dentro de los valores aceptables.

Tabla 1

*Estadísticos descriptivos e índices de asimetría y curtosis.
 Escala de Práctica Docente*

Ítem	M	DT	Asimetría		Curtosis	
			Error típico		Error típico	
E1_2	4.526	.6582	.775	.059	-.280	.112
E1_11	4.741	.4441	-.303	.059	-.847	.112
E1_14	4.106	.7486	.535	.059	-.582	.112
E1_18	4.059	.8641	-.150	.059	-.867	.112
E1_7	4.615	.5795	-.387	.059	-.380	.112
E1_8	4.572	.6042	-.813	.059	.442	.112
E1_10	4.618	.5052	-.303	.059	-.575	.112
E1_17	4.467	.6149	-1.631	.059	3.327	.112
E1_1	4.413	.6663	-.966	.059	.682	.112
E1_5	4.700	.5254	-.829	.059	-.325	.112
E1_15	4.473	.6013	-.429	.059	-.701	.112
E1_16	4.182	.8188	-.515	.059	-.780	.112

Se muestran, en segundo lugar, las correlaciones ítem-total. Como puede observarse (Tabla 2) todas ellas son significativas.

Tabla 2
Correlaciones ítem-total. Escala de Práctica Docente

		Total	E1_2	E1_11	E1_14	E1_18	E1_7	E1_8	E1_10	E1_17	E1_1	E1_5	E1_15
Total	C. Pearson N	1 1701											
E1_2	C. Pearson Sig. (bilateral) N	.613 .000 1701	1 1903										
E1_11	C. Pearson Sig. (bilateral) N	.258 .000 1701	.250 .000 1903	1 1903									
E1_14	C. Pearson Sig. (bilateral) N	.443 .000 1701	.360 .000 1903	.328 .000 1903	1 1903								
E1_18	C. Pearson Sig. (bilateral) N	.201 .000 1701	.199 .000 1903	.248 .000 1903	.373 .000 1903	1 1903							
E1_7	C. Pearson Sig. (bilateral) N	.421 .000 1701	.377 .000 1903	.297 .000 1903	.338 .000 1903	.168 .000 1903	1 1903						
E1_8	C. Pearson Sig. (bilateral) N	.432 .000 1701	.409 .000 1903	.266 .000 1903	.337 .000 1903	.220 .000 1903	.573 .000 1903	1 1903					
E1_10	C. Pearson Sig. (bilateral) N	.314 .000 1701	.286 .000 1903	.599 .000 1903	.424 .000 1903	.317 .000 1903	.315 .000 1903	.336 .000 1903	1 1903				
E1_17	C. Pearson Sig. (bilateral) N	.189 .000 1701	.177 .000 1903	.354 .000 1903	.418 .000 1903	.377 .000 1903	.266 .000 1903	.255 .000 1903	.368 .000 1903	1 1903			
E1_1	C. Pearson Sig. (bilateral) N	.728 .000 1701	.540 .000 1903	.278 .000 1903	.439 .000 1903	.236 .000 1903	.449 .000 1903	.452 .000 1903	.345 .000 1903	.248 .000 1903	1 1903		
E1_5	C. Pearson Sig. (bilateral) N	.455 .000 1701	.581 .000 1903	.262 .000 1903	.270 .000 1903	.193 .000 1903	.402 .000 1903	.432 .000 1903	.303 .000 1903	.193 .000 1903	.422 .000 1903	1 1903	
E1_15	C. Pearson Sig. (bilateral) N	.230 .000 1701	.250 .000 1903	.380 .000 1903	.499 .000 1903	.333 .000 1903	.272 .000 1903	.255 .000 1903	.443 .000 1903	.395 .000 1903	.296 .000 1903	.259 .000 1903	1 1903
E1_16	C. Pearson Sig. (bilateral) N	.050 .038 1701	.051 .025 1903	.194 .000 1903	.272 .000 1903	.389 .000 1903	.174 .000 1903	.107 .000 1903	.153 .000 1903	.389 .000 1903	.100 .000 1903	.099 .000 1903	.272 .000 1903

Dimensionalidad

Determinamos la dimensionalidad de la escala mediante el Análisis Factorial Exploratorio (AFE), siguiendo el método de extracción de Componentes Principales y rotación Varimax, con los siguientes estadísticos descriptivos: $KMO = .88$; $\chi^2_{(66)} = 5025$; $p < .001$. La extracción inicial arrojó tres factores significativos que explican el 53.60% de la varianza. Cada uno de los factores agrupa a cuatro ítems (Tabla 3).

Tabla 3
Cargas factoriales rotadas, comunalidad de cada ítem y varianza explicada por cada factor. Escala de Práctica Docente

Ítem	Factor I	Factor II	Factor III	Comunalidad (h^2)
E1_2	.763			.592
E1_11	.703			.652
E1_14	.689			.640
E1_18	.630			.588
E1_7		.434		.563
E1_8		.735		.581
E1_10		.648		.509
E1_17		.641		.551
E1_1			.645	.439
E1_5			.633	.482
E1_15			.627	.505
E1_16			.496	.329
% Varianza explicada	19.07	16.53	16.22	

Los ítems que conforman el Factor I, que hemos denominado de implicación externa en la docencia, describen actividades que realiza el profesor en su materia a fin de que el aprendizaje se extienda más allá de las aulas aprovechando otros recursos y oportunidades: invitación a profesionales externos a la universidad para que expongan su trabajo (ítem 2), recomendación de exposiciones o de asistencia a actos por parte del alumnado (ítem 11), promover y organizar actividades complementarias fuera del horario lectivo (ítem 14), y fomentar la asistencia a actividades o seminarios de otras materias (ítem 18).

El Factor II está formado por aquellos ítems que definen el papel del alumnado en el proceso de enseñanza: participación activa en las sesiones de aula (ítem 7), fomento de actividades favorecedoras del pensamiento crítico (ítem 8), utilización de las experiencias propias para relacionarlas

con la materia (ítem 10), y promoción de un buen clima de relaciones interpersonales (ítem 17).

Por último, el Factor III se refiere a las estrategias o métodos que el docente emplea en el aula y que incluye el empleo de casos prácticos (ítem 1), trabajo en equipo (ítem 15), hacer evaluación continua (ítem 5), o el empleo de las tecnologías para alentar la participación e interactividad del alumnado (ítem 16).

Fiabilidad

El análisis de la consistencia interna de la versión final de la escala y de todos sus componentes, hizo que calculásemos el coeficiente alfa de Cronbach. Tal análisis de los 12 ítems arrojó un coeficiente alfa (α de Cronbach) de .82 lo que indica una elevada consistencia interna, que además no se incrementaba al eliminar alguno de los ítems. En la Tabla 4 se puede observar el índice de homogeneidad y el coeficiente alfa para cada uno de los factores que componen la escala de Práctica Docente.

Tabla 4
Índice de Homogeneidad (IH). Escala de Práctica Docente

Ítem	IH	α de Cronbach si se elimina el elemento
Factor I		
E1_2	.478	.722
E1_11	.595	.656
E1_14	.588	.661
E1_18	.503	.709
Factor II		
E1_7	.534	.638
E1_8	.583	.610
E1_10	.496	.671
E1_17	.433	.698
Factor III		
E1_1	.337	.545
E1_5	.359	.528
E1_15	.432	.467
E1_16	.361	.527

En cuanto a la consistencia interna de los ítems que componen el Factor I, el coeficiente α fue de .75 lo que indica una buena fiabilidad. El

valor aportado por los ítems que componen el Factor II es ligeramente inferior (.71), mientras que la consistencia del Factor III llegó a .60. Si observamos la tabla, se comprueba que no incrementa el alfa al eliminar alguno de los ítems.

Estimación de parámetros y evaluación del ajuste

Una vez analizada la validez de constructo y confiabilidad de la escala se procedió a la realización de un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) con el programa SPSS. Amos 20, estimando los parámetros del modelo original bajo el criterio de Máxima Verosimilitud, a fin de comprobar la adecuación de un modelo de tres factores. Dicho modelo es el que se representa en la Figura 1, donde pueden verse los pesos de regresión estandarizados, así como las covarianzas (todos son significativos $p < .01$). En la Tabla 5 se presentan los índices de ajuste.

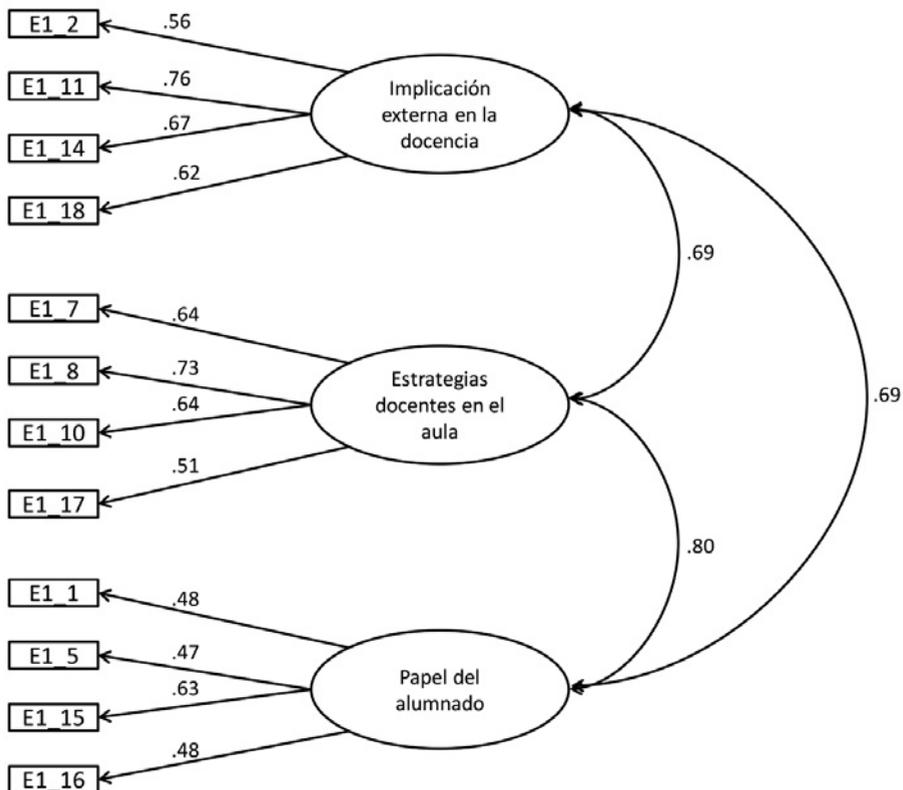


Figura 1. Modelo de AFC para la Escala de Práctica Docente

Tabla 5
Indicadores de bondad de ajuste del modelo. Escala de Práctica Docente

χ^2	<i>gl</i>	<i>p</i>	$\chi^2/$ <i>gl</i>	GFI	CFI	RMSEA [IC]	SRMR
442.27	51	.000	8.6	.96	.93	.064 [.058_.069]	.039

Considerando estos índices, podemos afirmar que el modelo propuesto es adecuado para explicar la práctica docente en la universidad. Lo cual es claramente consistente con la estructura teórica que orientó la elaboración de la escala y de los ítems correspondientes.

Escala de Compromiso Social de la Universidad

Índices descriptivos

Después de realizar los análisis de fiabilidad, esta segunda escala se conforma con los 9 ítems originales. Tal y como podemos comprobar en la Tabla 6, los estadísticos descriptivos y los índices de asimetría y curtosis están dentro de los valores aceptables.

Tabla 6
*Estadísticos descriptivos e índices de asimetría y curtosis.
Escala de Compromiso Social*

Ítem	M	SD	Asimetría		Curtosis	
			Error típico		Error típico	
C_1	4.387	.6983	-1.606	.059	4.149	.119
C_2	4.413	.6663	-1.528	.059	3.983	.119
C_3	4.526	.6582	-1.884	.059	5.053	.119
C_4	4.153	.7819	-1.004	.059	1.260	.119
C_5	3.089	1.1204	-.030	.059	-.972	.119
C_6	4.700	.5254	-2.360	.059	8.504	.119
C_7	4.209	.7546	-.837	.059	.501	.119
C_8	4.615	.5795	-1.856	.059	5.102	.119
C_9	4.572	.6042	-1.807	.059	5.069	.119

Las correlaciones ítem/total son todas significativas y superiores a .60. Así lo pone de manifiesto la siguiente Tabla.

Tabla 7
 Correlaciones ítem-total. Escala de Compromiso Social

		Total	C_1	C_2	C_3	C_4	C_5	C_6	C_7	C_8
Total	C. Pearson	1								
	N	1701								
C_1	C. Pearson	.783	1							
	Sig. (bilateral)	.000								
	N	1701	1903							
C_2	Corr. Pearson	.773	.728	1						
	Sig. (bilateral)	.000	.000							
	N	1701	1903	1903						
C_3	C. Pearson	.720	.613	.540	1					
	Sig. (bilateral)	.000	.000	.000						
	N	1701	1903	1903	1903					
C_4	C. Pearson	.771	.578	.591	.502	1				
	Sig. (bilateral)	.000	.000	.000	.000					
	N	1701	1903	1903	1903	1903				
C_5	C. Pearson	.628	.362	.357	.286	.437	1			
	Sig. (bilateral)	.000	.000	.000	.000	.000				
	N	1701	1903	1903	1903	1903	1903			
C_6	C. Pearson	.635	.455	.422	.581	.384	.209	1		
	Sig. (bilateral)	.000	.000	.000	.000	.000	.000			
	N	1701	1903	1903	1903	1903	1903	1903		
C_7	C. Pearson	.646	.381	.377	.353	.398	.346	.380	1	
	Sig. (bilateral)	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000		
	N	1701	1903	1903	1903	1903	1903	1903	1903	
C_8	C. Pearson	.644	.421	.449	.377	.431	.231	.402	.378	1
	Sig. (bilateral)	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	
	N	1701	1903	1903	1903	1903	1903	1903	1903	1903
C_9	C. Pearson	.668	.432	.452	.409	.449	.239	.432	.412	.573
	Sig. (bilateral)	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
	N	1701	1903	1903	1903	1903	1903	1903	1903	1903

Dimensionalidad

A través del Análisis Factorial Exploratorio (AFE), siguiendo el método de extracción de Componentes Principales y rotación Varimax, podemos obtener los siguientes estadísticos descriptivos: $KMO = .89$; $\chi^2_{(36)} = 5839.68$, $p < .001$. La extracción inicial arrojó un factor significativo que explica el 49.67 % de la varianza. Los resultados se muestran en la Tabla 8.

Tabla 8
Cargas factoriales rotadas, comunalidad de cada ítem y varianza explicada por el factor. Escala de Compromiso Social

Ítems	Factor	Comunalidad (h ²)
C_1	.805	.648
C_2	.796	.633
C_3	.763	.563
C_4	.750	.582
C_5	.695	.269
C_6	.676	.456
C_7	.672	.384
C_8	.620	.452
C_9	.519	.483
% Varianza explicada	49.67	

Fiabilidad

El análisis de los 9 ítems arrojó un coeficiente α de Cronbach de .85 lo que indica una elevada consistencia interna. En la Tabla 9 se puede observar el índice de homogeneidad y el coeficiente alfa para el único factor que compone la Escala de Compromiso Social.

Tabla 9
Índice de Homogeneidad (IH). Escala de Compromiso Social

Ítem	IH	α de Cronbach si se elimina el elemento
C_1	.709	.823
C_2	.700	.825
C_3	.636	.831
C_4	.682	.825
C_5	.435	.869
C_6	.556	.841
C_7	.530	.841
C_8	.557	.840
C_9	.581	.837

En definitiva, estamos ante una escala unifactorial que cuenta con una elevada consistencia interna. Dicho de otro modo, los ítems miden un mismo constructo y están altamente correlacionados (Welch & Comer, 1988).

Escala de Interés por las Prácticas Docentes Innovadoras

Índices descriptivos

Los estadísticos descriptivos y los índices de asimetría y curtosis de los 11 ítems iniciales de esta escala se sitúan dentro de valores aceptables (Tabla 10).

Tabla 10
Estadísticos descriptivos e índices de asimetría y curtosis. Escala de Interés por las Prácticas Docentes Innovadoras

	M	DT	Asimetría		Curtosis	
			Error típico		Error típico	
E3_1	4.439	.6382	-1.464	.056	3.846	.112
E3_2	4.618	.5052	-1.196	.056	1.778	.112
E3_3	4.741	.4441	-1.847	.056	4.632	.112
E3_4	4.194	.7169	-.947	.056	1.620	.112
E3_5	4.414	.6291	-1.188	.056	2.478	.112
E3_6	4.106	.7486	-.784	.056	1.056	.112
E3_7	4.473	.6013	-1.155	.056	2.127	.112
E3_8	4.182	.8188	-1.069	.056	1.281	.112
E3_9	4.467	.6149	-1.189	.056	2.005	.112
E3_10	4.059	.8641	-1.001	.056	1.215	.112
E3_11	4.116	.8364	-1.058	.056	1.473	.112

Asimismo, las correlaciones ítem-total son todas significativas y superiores a .50 (Tabla 11).

Tabla 11
Correlaciones ítem-total. Escala de Interés por las Prácticas Docentes Innovadoras

		Total	E3_1	E3_2	E3_3	E3_4	E3_5	E3_6	E3_7	E3_8	E3_9	E3_10
Total	C. Pearson	1										
	N	1701										
E3_1	C. Pearson	.568	1									
	Sig. (bilateral)	.000										
	N	1684										
E3_2	C. Pearson	.654	.486	1								
	Sig. (bilateral)	.000	.000									
	N	1684	1903	1903								

		Total	E3_1	E3_2	E3_3	E3_4	E3_5	E3_6	E3_7	E3_8	E3_9	E3_10
E3_3	C. Pearson	.577	.375	.599	1							
	Sig. (bilateral)	.000	.000	.000								
	N	1684	1903	1903	1903							
E3_4	C. Pearson	.662	.388	.390	.317	1						
	Sig. (bilateral)	.000	.000	.000	.000							
	N	1684	1903	1903	1903	1903						
E3_5	C. Pearson	.637	.340	.419	.389	.472	1					
	Sig. (bilateral)	.000	.000	.000	.000	.000						
	N	1684	1903	1903	1903	1903	1903					
E3_6	C. Pearson	.717	.279	.424	.328	.437	.399	1				
	Sig. (bilateral)	.000	.000	.000	.000	.000	.000					
	N	1684	1903	1903	1903	1903	1903	1903				
E3_7	C. Pearson	.695	.328	.443	.380	.424	.502	.499	1			
	Sig. (bilateral)	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000				
	N	1684	1903	1903	1903	1903	1903	1903	1903			
E3_8	C. Pearson	.552	.161	.153	.194	.250	.218	.272	.272	1		
	Sig. (bilateral)	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000			
	N	1684	1903	1903	1903	1903	1903	1903	1903	1903		
E3_9	C. Pearson	.656	.262	.368	.354	.344	.333	.418	.395	.389	1	
	Sig. (bilateral)	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000		
	N	1684	1903	1903	1903	1903	1903	1903	1903	1903	1903	
E3_10	C. Pearson	.637	.262	.317	.248	.289	.294	.373	.333	.389	.377	1
	Sig. (bilateral)	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	
	N	1684	1903	1903	1903	1903	1903	1903	1903	1903	1903	1903
E3_11	C. Pearson	.637	.262	.317	.248	.289	.294	.373	.333	.389	.377	.352
	Sig. (bilateral)	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
	N	1684	1903	1903	1903	1903	1903	1903	1903	1903	1903	1903

Dimensionalidad

Gracias al Análisis Factorial Exploratorio (AFE), siguiendo el método de extracción de Componentes Principales y rotación Varimax, obtuvimos los siguientes estadísticos descriptivos: $KMO = .89$; $\chi^2_{(55)} = 5839.68$, $p < .001$. La extracción inicial arrojó dos factores significativos que explican el 52.34 % de la varianza. Los resultados obtenidos se muestran en la Tabla 12.

Así pues, en esta escala hemos identificado un primer Factor que aglutina seis ítems que se refieren a actividades innovadoras más centradas en el alumnado: resolución de problemas (ítem 1), promotoras de participación (ítem 2), aprendizaje autónomo (ítem 5), aprendizaje permanente (ítem 7), desarrollo de capacidad crítica (ítem 3), y actualización metodológica (ítem 4). Y un segundo Factor, a base de actividades innovadoras centradas en la interacción con el

medio: alentadoras de relación con la comunidad (ítem 6), comunicación en una lengua extranjera (ítem 8), trabajo interdisciplinar (ítem 9), liderazgo, empleabilidad (ítem 10), o sensibilidad hacia temas medioambientales (ítem 11).

Tabla 12

Cargas factoriales rotadas, comunalidad de cada ítem y varianza explicada por cada factor. Escala de Interés por las Prácticas Docentes Innovadoras

Ítems	Factor I	Factor II	Comunalidad (h ²)
E3_1	.805		.482
E3_2	.736		.674
E3_3	.686		.557
E3_4	.642		.452
E3_5	.563		.488
E3_7	.558		.519
E3_6		.749	.536
E3_8		.676	.562
E3_9		.660	.500
E3_10		.634	.475
E3_11		.592	.513
% Varianza explicada	28.001	24.339	

Fiabilidad

El análisis de los 11 ítems arrojó un coeficiente alfa (α de Cronbach) de .85, indicando una elevada consistencia interna, sin que se incrementara al eliminar alguno de los ítems. En la Tabla 13 se puede observar el índice de homogeneidad y el coeficiente alfa para cada uno de los factores que componen la escala de Prácticas Innovadoras.

Tabla 13

Índice de Homogeneidad (IH). Escala de Interés por las Prácticas Docentes Innovadoras

	IH	α de Cronbach si se elimina el elemento
Factor I		
E3_1	.514	.782
E3_2	.635	.757
E3_3	.549	.778
E3_4	.550	.777
E3_5	.588	.764
E3_7	.570	.768

	IH	α de Cronbach si se elimina el elemento
Factor II		
E3_6	.546	.693
E3_8	.458	.725
E3_9	.542	.702
E3_10	.506	.709
E3_11	.544	.692

En cuanto a la consistencia interna de los ítems que componen el Factor I, el coeficiente α fue de .80, señal de buena fiabilidad. El valor aportado por los ítems que componen el Factor II es ligeramente inferior (.77), pero la consistencia interna sigue siendo buena.

Estimación de parámetros y evaluación del ajuste

De igual forma, en esta escala procedimos a la realización de un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) con el fin de comprobar la adecuación de un modelo de dos factores. A continuación presentamos el modelo (Figura 2), con los pesos de regresión estandarizados y las covarianzas, todos son significativos ($p < .01$), y los índices de ajuste (Tabla 14).

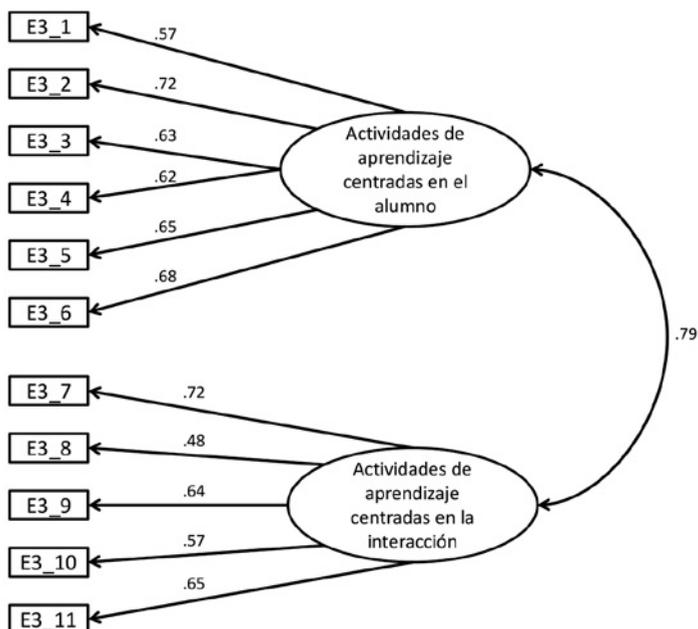


Figura 2. Modelo de AFC para la Escala de Interés por las Prácticas Docentes Innovadoras

Tabla 14
Indicadores de bondad de ajuste del modelo. Escala de Interés por las Prácticas Docentes Innovadoras

χ^2	gl	p	χ^2/gl	GFI	CFI	RMSEA [IC]	SRMR
702.66	43	.000	16.34	.93	.90	.090 [.080_.09]	.049

La interpretación realizada para la escala 1 la aplicamos también a la escala 3. Según observamos en la Tabla 14, los índices de ajuste nos informan de un modelo explicativo de dos factores. GFI y CFI alcanzan .90. RMSEA está dentro de los intervalos confidenciales y SRMR se encuentra muy por debajo del .08.

Se confirma, por lo tanto, la estructura teórica que sustentó la elaboración de la escala y de los ítems que la componen.

CONCLUSIONES

Lo que hemos pretendido en este trabajo no es sino el desarrollo de un modelo de medida sobre práctica docente y actitud hacia la innovación, cuyo centro de atención se ha situado en el profesorado universitario. La propuesta contempla tres escalas basadas en un modelo teórico, denominadas, práctica docente (12 ítems), compromiso social de la universidad (9 ítems), y prácticas docentes innovadoras (11 ítems), sumando un total de 32 ítems. Se trata, pues, de un instrumento de fácil y rápida aplicación, útil, sobre todo, en una población que, como el profesorado universitario, no acostumbra a ser todo lo colaborativa que se podría esperar para este tipo de procesos, lo que es comprobable por las muestras empleadas en muchos de los estudios.

Nuestro esfuerzo ha resultado en un instrumento que incluye las tres dimensiones con las que creemos es posible plantear la institucionalización del aprendizaje-servicio (ApS) en la universidad española, lo cual podrá sernos de ayuda en la continuidad del estudio sobre la pertinencia de tal metodología como marco de innovación y desarrollo de los procesos de aprendizaje.

Visto lo que han dado de sí los análisis factoriales, exploratorio y confirmatorio, la solución es satisfactoria, tanto en la estructura factorial de las escalas como en los niveles de consistencia interna evaluados.

En todo caso, una vez comprobado nuestro modelo de medida, en otros trabajos pretendemos seguir profundizando en estos resultados comparando a los docentes universitarios en las tres escalas por áreas de conocimiento o por su categoría laboral,

Además de los propósitos singularmente investigados, el instrumento puede ser de fácil aplicación en la gestión universitaria, concretamente por los responsables de calidad y/o formación del profesorado. Y facilitará, entre otras cosas, el análisis de la cultura docente en el contexto universitario, lo que debería permitir sacar las oportunas conclusiones y el trazado de las medidas pertinentes en pos de un modelo pedagógico inequívocamente orientado a la optimización del aprendizaje de los estudiantes.

Pero las ventajas referidas no son óbice para reconocer las limitaciones del estudio. Tratándose de un cuestionario de auto-informe, es probable que se incremente la posibilidad de un tipo de respuesta menos sincera a los ítems por parte de los sujetos. Y tampoco se puede decir que sea una medida directa en el momento en el que se realiza la tarea (Gargallo *et al.*, 2011). Aun así, siendo más bien breve, y de uso fácil, permite su aplicación a muestras grandes, al igual que la comparación entre investigaciones.

NOTAS

- 1 Este artículo se ha realizado en el marco del proyecto «Aprendizaje-servicio e innovación en la universidad. Un programa para la mejora del rendimiento académico y el capital social de los estudiantes» (EDU2013-41687-R) financiado por el Ministerio de Economía y Competitividad (MINECO).

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bentler, P. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246. doi: 10.1037/0033-2909.107.2.238.
- Bentler, P., & Bonett, D. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588-606. doi: 10.1037/0033-2909.88.3.588.
- Biesta, G., Allan, J., & Edwards, R. (Eds.) (2014). *Making a difference in theory*. Abingdon, UK: Routledge.
- Billig, S. H., & Eyler, J. (Eds.) (2003). *Deconstructing service-learning*. Greenwich, CO: IAG.
- Bingle, R., Phillips, M., & Hudson, M. (2004). *The measure of service learning. Research scales to assess student experiences*. Washington DC: American Psychological Association.
- Bowden, J., & Marton, F. (2012). *La universidad, un espacio para el aprendizaje*. Madrid: Narcea.
- Bustos, V., Oliver, A., Galiana, L., & Sancho, P. (2017). Propiedades psicométricas del CEVEAPEU: Validación en población peruana. *Educación XXI*, 20(1), 299-318. doi: 10.5944/educXX1.11546.
- Byrne, B. M. (2006). *Structural equation modelling with EQS. Basic Concepts, Applications and Programing*. London, UK: Lawrence Erlbaum Associates.
- Casero, A. (2008). Propuesta de un cuestionario de evaluación de la calidad docente universitaria consensuado entre alumnos y profesores. *Revista de Investigación Educativa*, 26(1), 25-44. Recuperado de <https://goo.gl/o1fiKH>.
- Deeley, S. (2016). *El aprendizaje-Servicio en educación superior. Teoría, práctica y perspectiva crítica*. Madrid: Narcea.
- Dewey, J. (1989). *Cómo pensamos: nueva exposición de la relación entre pensamiento y proceso educativo*. Barcelona: Paidós.
- Dewey, J. (2004). *Experiencia y educación*. Madrid: Biblioteca Nueva.
- Feixas, M. (2006). Cuestionario para el análisis de la orientación docente del profesor universitario. *Revista de Investigación Educativa*, 24(1), 97-118. Recuperado de <https://goo.gl/nvjwKU>
- Fernández March, A. (2006). Metodologías activas para la formación de competencias. *Educatio Siglo XXI*, 24, 35-56. Recuperado de <https://goo.gl/slq9Rr>
- García, R., Ferrández, M., Sales, M., & Moliner, M. (2006). Elaboración de instrumentos de medida de las actitudes y opiniones del profesorado universitario hacia la ética profesional docente y su papel como transmisor de valores. *RELIEVE*, 12(1), 129-149. Recuperado de <https://goo.gl/AbZVoj>
- García López, R., Gozávez, V., Vázquez Verdera, V., & Escámez, J. (2010). *Repensando la educación: Cuestiones y debates para el siglo XXI*. Valencia: Editorial Brief.
- Gargallo, B., Suárez, J. M., Garfella, P., & Fernández, A. (2011). El cuestionario CEMEDEPU. Un instrumento para la evaluación de la metodología docente y evaluativa de los profesores universitarios. *Estudios sobre Educación*, 21, 9-40.
- Gargallo, B., Suárez, J. M., & Pérez, C. (2009). El cuestionario CEVEAPEU. Un instrumento para la evaluación de las estrategias

- de aprendizaje de los estudiantes universitarios. *RELIEVE*, 15(2), 1-31. Recuperado de <https://goo.gl/eqUWlj>
- Hu, L., & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118.
- Kolb, A., & Kolb. D. (2005). Learning styles and learning spaces: enhancing experiential learning in Higher Education. *Academy of Management Learning & Education*, 4(2), 193-212. Recuperado <https://goo.gl/UgCBDe>
- Lorenzo Moledo, M. (2012). La función social de la universidad y la formación del profesorado. *Edetania*, 42, 25-38.
- Martínez, M. (2006). Formación para la ciudadanía y educación superior. *Revista Iberoamericana de Educación*, 42, 85-102. Recuperado de <https://goo.gl/ZvtPsZ>.
- Méndez Paz, C. (2005). La implantación del sistema de créditos europeo como oportunidad para la innovación y la mejora de los procedimientos de enseñanza/aprendizaje en la Universidad. *Revista Española de Pedagogía*, 230, 43-62.
- Molero, D., & Ruiz Carrascosa, J. (2005). La evaluación de la docencia universitaria. Dimensiones y variables más relevantes. *Revista de Investigación Educativa*, 23(1), 57-84. Recuperado de <https://goo.gl/jkV53n>
- Puig, J. M., Palos, J., Martín, X., Rubio, L., Escofet, A., & Freixa, M. (2016). Aprendizaje Servicio e innovación en la universidad. En M. A. Santos Rego (Ed.), *Sociedad del conocimiento. Aprendizaje e Innovación en la Universidad* (pp. 155-178). Madrid: Biblioteca Nueva.
- Phillips, E., & Pugh, D. (2005). *How to get a PhD. A handbook for students and their supervisors*. Berkshire: Open University Press.
- Repáraz, C. Arbués, E., Naval, C., & Ugarte, C. (2015). El índice cívico de los universitarios: sus conocimientos, actitudes y habilidades de participación social. *Revista Española de Pedagogía*, 260, 23-51.
- Rubio, L., Puig, J. M., Martín, X., & Palos, J. (2015). Analizar, repensar y mejorar los proyectos: una rúbrica para la autoevaluación de experiencias de aprendizaje servicio. *Profesorado: Revista de curriculum y formación del profesorado*, 19(1), 111-126. Recuperado de <https://goo.gl/qg3yuC>
- Santos Rego, M. A. (2005). La universidad ante el proceso de convergencia europea: un desafío de calidad para la Unión. *Revista Española de Pedagogía*, 230, 5-16.
- Santos Rego, M. A. (2013). ¿Para cuándo las universidades en la agenda de una democracia fuerte? educación, aprendizaje y compromiso cívico en Norteamérica. *Revista Educación*, 361, 565-590. doi: 10.4438/1988-592X-0034-8082-RE.
- Santos Rego, M. A. (Ed.) (2016). *Sociedad del conocimiento. Aprendizaje e innovación en la universidad*. Madrid: Biblioteca Nueva.
- Santos Rego, M. A., Sotelino, A., & Lorenzo Moledo, M. (2015). *Aprendizaje-Servicio y misión cívica de la universidad. Una propuesta de desarrollo*. Barcelona: Octaedro.
- Shumer, R. (2003). Self-assessment for service-learning. En S.H. Billig, & A.S. Waterman (Eds.), *Studying service-learning. Innovations in education research methodology* (pp. 149-171). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

- Sotelino, A. (2014). *Aprendizaje-servicio en las universidades gallegas. Evaluación y propuesta de desarrollo*. [Tesis Doctoral]. Universidad de Santiago de Compostela.
- Steiger, J. (1990). Structural model evaluation and modification: an interval estimation approach. *Multivariate Behavioural Research*, 25(2), 173-180.
- Tanaka, J., & Huba, G. J. (1985). A fit index for covariance structure models under arbitrary GLS estimation. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38(2), 197-201. doi: 10.1111/j.2044-8317.1985.tb00834.x.
- Tejedor, F., García-Valcárcel, A., & Prada, S. (2009). Medida de actitudes del profesorado universitario hacia la integración de las TIC. *Comunicar*, 17(33), 115-124. doi: 10.3916/c33-2009-03-002.
- Tomás-Miquel, J. V., Nicolau-Juliá, D., & Expósito-Langa, M. (2016). Las relaciones sociales de los estudiantes en la universidad: intensidad, interrelación y vinculación con el rendimiento académico. *Cultura y Educación*, 28(4), 667-701. doi 10.1080/11356405.2016.1237340.
- Zabalza, M. A. (2006). La convergencia como oportunidad para la mejora de la docencia universitaria. *Revista Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 20(3) 37-69. Recuperado de <https://goo.gl/g8VWFw>

ANEXO

Las cuestiones que aparecen a continuación se refieren a su práctica docente. Por favor, indique la frecuencia con que las realiza en su asignatura

	Nunca	Poco	Algunas veces	Bastante	Siempre
Analizamos y/o damos a conocer casos prácticos como apoyo para el aprendizaje de los/as alumnos/as.					
Suelo invitar a profesionales externos a la universidad para exponer su trabajo.					
En mis clases teóricas la lección magistral es la metodología fundamental.					
Realizo prácticas fuera del aula porque creo que son un buen complemento a los contenidos teóricos.					
Hago evaluación continua (por ej., ensayos, informes, portafolios, etc.).					
En mis clases el papel básico de los alumnos/as es estar atentos/as y tomar bien los apuntes.					
Los/as alumnos/as participan activamente en mis sesiones de aula.					
Promuevo actividades que fomentan el pensamiento crítico (debates, preguntas en clase, etc.).					
La evaluación de la materia se limita a la valoración de los conocimientos adquiridos.					
Utilizo las experiencias de los estudiantes para relacionarlas con la materia.					
Recomiendo a mis alumnos/as visitar exposiciones o asistir a actos que se relacionen con la materia.					
Fomento actividades que promueven la toma de decisiones técnicas.					
Para evaluar la materia empleo solo el examen.					
Promuevo y organizo actividades complementarias fuera del horario lectivo (visitas, conferencias, etc.).					
Utilizo el trabajo en equipo como estrategia didáctica.					
Empleo las tecnologías para fomentar la participación e interactividad del alumnado (tutorías telemáticas, aulas virtuales, foros, etc.).					

	Nunca	Poco	Algunas veces	Bastante	Siempre
Procuro que en mis clases exista un buen clima de relaciones interpersonales.					
Fomento la asistencia de mis alumnos/as a actividades o seminarios de otras asignaturas.					

A continuación se exponen una serie de enunciados/afirmaciones en torno al compromiso social de la universidad. Expresa su grado de acuerdo con los mismos

	Total desacuerdo	En desacuerdo	Indiferente	De acuerdo	Total acuerdo
La universidad debe formar a sus alumnos/as en competencias de carácter cívico-social.					
La universidad debe procurar vías que hagan visible su responsabilidad social.					
La universidad debe preocuparse por la formación ética de sus estudiantes.					
Los servicios de participación e integración universitaria (voluntariado) son necesarios en la universidad.					
La participación en programas de servicio a la comunidad debería ser obligatoria para los estudiantes.					
La universidad debe transmitir al alumnado los principios éticos de la profesión para la que se están formando.					
La universidad debe preparar para gestionar grupos.					
El contacto de los alumnos/as con personas de otras culturas y colectivos sociales es muy enriquecedor para su formación.					

	Total desacuerdo	En desacuerdo	Indiferente	De acuerdo	Total acuerdo
Las necesidades/problemas de la vida diaria son una oportunidad de aprendizaje.					

Ahora le presentamos una serie de actividades de aprendizaje y nos gustaría que expresase su grado de interés hacia ellas

	Nada	Poco	Indiferente	Bastante	Mucho
Actividades que promuevan una metodología de resolución de problemas.					
Actividades que promuevan la participación del alumnado.					
Actividades que desarrollen la capacidad crítica de los alumnos/as.					
Actividades de actualización metodológica.					
Actividades que promuevan el aprendizaje autónomo.					
Actividades que promuevan la relación con la comunidad.					
Actividades que promuevan el aprendizaje permanente.					
Actividades que promuevan la comunicación en una lengua extranjera.					
Actividades que promuevan el trabajo interdisciplinar.					
Actividades que fomenten la empleabilidad, el liderazgo, la iniciativa y el espíritu emprendedor.					
Actividades que desarrollen la sensibilidad hacia temas medioambientales.					

PERFIL ACADÉMICO Y PROFESIONAL DE LOS AUTORES

Miguel Anxo Santos Rego. Catedrático de la Universidad de Santiago de Compostela. Director del Departamento de Pedagogía y Didáctica de la USC. Es autor de numerosos libros y artículos en revistas de investigación acreditadas. Premio Nacional de Investigación Educativa. Es coordinador del Grupo de Referencia Competitiva ESCULCA-USC y de la Red de Investigación RIES. Tiene reconocidos seis (6) sexenios de investigación (CNEAI). Desde el año 2009 es presidente de la Comisión Gallega de Informes, Evaluación, Certificación y Acreditación.

Gonzalo Jover Olmeda. Catedrático de la Universidad Complutense de Madrid. Profesor Visitante en varias universidades de América y Europa. Premio Infancia de la Comunidad de Madrid por sus investigaciones en el campo de la pedagogía infantil. Ha publicado numerosos artículos en revistas especializadas y varios libros sobre cuestiones de teoría y práctica de la educación. Actualmente es presidente de la Sociedad Española de Pedagogía.

Concepción Naval. Catedrática. Decana de la Facultad de Educación y Psicología de la Universidad de Navarra. Ha sido Oliver Smithies Lecturer en Oxford University; Visiting Professor en Teachers College, Columbia University; Visiting Scholar Research de la Universidad de Harvard, Universidad de Notre Dame (USA); Oficina Internacional de la Educación (UNESCO); St. Edmund's College de Cambridge University y Boston University. También profesora invitada en Universidad Panamericana, México. Dirige la revista Estudios sobre Educación y es miembro del Comité Editorial de importantes revistas internacionales.

José Luis Álvarez Castillo. Doctor en Filosofía y Ciencias de la Educación. Catedrático de Universidad en el Área de Teoría e Historia de la Educación de la Universidad de Córdoba. Su línea principal de indagación versa sobre las actitudes y procesos cognitivo-sociales de los educadores y sus aplicaciones en educación intercultural. Es director del grupo de investigación «Educación, Diversidad y Sociedad» (SEJ-477) del Plan Andaluz de Investigación, Desarrollo e Innovación.

Victoria Vázquez Verdadera. Profesora contratada doctora interina en el Departamento de Teoría de la Educación de la Universidad de Valencia. Ha realizado varias estancias internacionales en las universidades de Rutgers (USA), UNAM (México) y Cambridge (Reino Unido). Sus inquietudes investigadoras y docentes se articulan en torno a la ética del cuidado como perspectiva ético-política desde la cual desarrollar acciones socioeducativas que resulten más sostenibles, inclusivas y satisfactorias.

Alexandre Sotelino Losada. Es profesor contratado doctor del Departamento de Pedagogía y Didáctica de la Universidade de Santiago de Compostela. Anteriormente ha trabajado en la Universidade de Vigo. Pertenece al Grupo de Referencia Competitiva ESCULCA-USC y a la red de investigación RIES. Sus líneas de investigación prioritarias giran en torno a la pedagogía intercultural, la educación cívica, el aprendizaje-servicio y la antropología de la educación.

Dirección de los autores: Miguel Anxo Santos Rego
Universidad de Santiago de Compostela
Departamento de Pedagogía y Didáctica
Facultad de Ciencias de la Educación
Campus Vida
15782 Santiago de Compostela - A Coruña
E-mail: miguelangel.santos@usc.es

Gonzalo Jover Olmeda
Universidad Complutense de Madrid
Facultad de Educación
Rector Royo Villanova, s/n
28040 Madrid
E-mail: gjover@ucm.es

Concepción Naval
Universidad de Navarra
Facultad de Educación y Psicología
Edificio Bibliotecas
Campus Universitario, s/n
31009 Pamplona
E-mail: cnaval@unav.es

José Luis Álvarez Castillo
Universidad de Córdoba
Departamento de Educación
Facultad de Ciencias de la Educación
C/ San Alberto Magno, s/n
14071 Córdoba
E-mail: jlalvarez@uco.es

Victoria Vázquez Verdera
Universitat de Valencia
Departamento de Teoría de la Educación
Facultad de Filosofía y Ciencias
de la Educación
Avda. Blasco Ibáñez, 30
46010 Valencia
E-mail: toya.vazquez@uv.es

Alexandre Sotelino Losada
Universidade de Santiago de Compostela
Departamento de Pedagogía y Didáctica
Facultad de Ciencias de la Educación
Campus Vida
15782 Santiago de Compostela (A Coruña)
E-mail: alexandre.sotelino@usc.es

Fecha Recepción del Artículo: 27. Diciembre. 2016

Fecha modificación del Artículo: 07. Febrero. 2017

Fecha Aceptación del Artículo: 20. Febrero. 2017

Fecha Revisión para Publicación: 08. Marzo. 2017

