



Original

Aprendizaje Servicio y compromiso académico en Educación Superior

Rosa M. Rodríguez-Izquierdo

Universidad Pablo de Olavide (UPO), Sevilla, España

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 3 de enero de 2019

Aceptado el 11 de septiembre de 2019

On-line el 19 de diciembre de 2019

Palabras clave:

Aprendizaje Servicio

Compromiso académico

Educación Superior

Metodologías de enseñanza activas

Calidad de la enseñanza

Estudio comparativo

R E S U M E N

A raíz de la reforma universitaria, las universidades tienen como reto impulsar la calidad de la enseñanza para lo que se hace necesaria la puesta en marcha de metodologías didácticas centradas en el alumnado. Dichas metodologías requieren del compromiso de los estudiantes con sus estudios con lo que no siempre se cuenta. Hasta la fecha los trabajos que abordan la relación entre el Aprendizaje Servicio (ApS) y el compromiso académico (CA) han sido escasos. Este estudio tiene un doble objetivo: validar la estructura factorial del *Utrecht Work Engagement Scale for Students* (UWES-S-9) y evaluar el efecto de la metodología basada en ApS en el CA de los estudiantes universitarios. Se realiza un diseño cuasiexperimental de medidas repetidas pretest-postest con grupo control. La muestra está compuesta por 342 estudiantes, 168 experimentales que han participado en prácticas de ApS y 174 de control que no han participado en ApS. Ambos grupos completan el UWES-S-9 en el pretest y en el postest. La hipótesis de partida es que los estudiantes que participan en prácticas de ApS alcanzan niveles más altos de CA con sus estudios. Los resultados verifican la existencia de diferencias significativas, a favor del grupo experimental, en tres de los factores que componen el CA: *vigor*, *dedicación* y *absorción*. La discusión se centra en el valor potencial de la metodología ApS para la mejora del CA de los estudiantes universitarios y abre el camino para repensar la puesta en marcha de metodologías de enseñanza activas como una cuestión clave para la optimización de la calidad de la enseñanza universitaria.

© 2019 Universidad de País Vasco. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

Service learning and academic commitment in higher education

A B S T R A C T

As a result of the university reform, the challenge for universities is to promote the quality of teaching, for which it is necessary to implement student-centered teaching methodologies. These methodologies require the commitment of students to their studies, which is not always present. To date, work on the relationship between service learning (SL) and academic commitment (AC) has been scarce. The aims of this paper are two-fold: to validate the *Utrecht Work Engagement Scale for Students* (UWES-S-9) and to evaluate the effect of the SL-based methodology on the AC of university students. A quasi-experimental design of repeated pretest-postest measurements with control group was carried out. The sample consists of 342 students, 168 experimental students who participate in SL practices and 174 control students who had not participated in SL. Both groups complete the UWES-S-9 in pretest and posttest. The baseline hypothesis was that students who participated in ApS practices would achieve higher levels of AC with their studies. The results verify the existence of significant differences, in favor of the experimental group, in three of the factors that compose the AC: *vigor*, *dedication* and *absorption*. The discussion focuses on the potential value of the SL methodology for improving the AC of university students and paves the way for rethinking the implementation of active teaching methodologies as a key issue for optimising the quality of teaching at university.

© 2019 Universidad de País Vasco. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

Keywords:

Service learning

Academic engagement

Higher Education

Active teaching methodologies

Quality teaching

Comparative study

Correo electrónico: rmrodizq@upo.es

<https://doi.org/10.1016/j.psicod.2019.09.001>

1136-1034/© 2019 Universidad de País Vasco. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

Introducción

El Espacio Europeo de Educación Superior ha supuesto una transición hacia metodologías activas (McAleese, 2013, 2014). Sin embargo, la falta de participación de los estudiantes es un problema generalizado (Chipchase et al., 2017). Es razonable pensar que el compromiso académico (en adelante, CA) en tanto que puede ejercer una gran influencia en el aprendizaje y en el rendimiento constituye uno de los retos más importantes en la Educación Superior (Christenson, Reschly, y Wylie, 2012; Dunne y Owen, 2013; Fitzgerald, Bruns, Sonka, Furco, y Swanson, 2016; Kahu y Nelson, 2018).

En este sentido, las universidades deben preocuparse por ofrecer una enseñanza de calidad (Steinhardt, Schneijderberg, Götz, Baumann, y Krücken, 2017), considerando todos aquellos elementos derivados del bienestar psicológico de sus estudiantes y la influencia de las metodologías en su compromiso con los estudios. Así surge el CA como un importante elemento de bienestar psicológico. En este contexto, implementar metodologías que promuevan la implicación del estudiante resulta fundamental para entender qué factores influyen y configuran el CA (Lewellyn y Kiser, 2014).

El Aprendizaje Servicio, una metodología activa

Aunque la literatura científica muestra que no existe una metodología «mejor» que otra de forma absoluta, los diversos trabajos ofrecen evidencias de la importancia que ofrecen las metodologías activas para conseguir que el alumnado se sienta más satisfecho con su aprendizaje y más comprometido con sus estudios (Baeten, Kyndt, Struyven, y Dochy, 2010; Stover y Ziswiler, 2017). Las investigaciones también asocian dichas metodologías con una mayor motivación y con habilidades de pensamiento crítico (Huda, Shukri, Hisyam, y Mohd, 2018; Levkoe, Brail, y Daniere, 2014). En concordancia con estos beneficios, el Aprendizaje Servicio (en adelante ApS) podría satisfacer en gran medida estas necesidades. Concretamente, Dienhart et al. (2016) la señalan como una de las mejores metodologías dentro de la Educación Superior y Batlle (2013) como «una revolución silenciosa».

El ApS ha sido descrito en términos amplios como una pedagogía, una filosofía, un programa y una experiencia (Deeley, 2016; Naudé, 2015). Se concibe el ApS como una metodología de carácter experiencial que combina en un mismo proceso los contenidos curriculares con el servicio a la comunidad (Mayor y Rodríguez, 2016; Puig, Gijón, Martín, y Rubio, 2011; Santos Rego, Sotelino, y Lorenzo, 2015), aportando un escenario formativo excelente que estimula al alumnado a aplicar las competencias adquiridas en contextos reales (Conway, Amel, y Gerwien, 2009; Gil, Moliner, Chiva, y López, 2016; Rodríguez, 2014) y proporcionándole una alta satisfacción (Folgueiras, Luna, y Puig, 2013). Mayor y Rodríguez (2015) delimitan tres rasgos consensuados internacionalmente: el servicio a la comunidad con la intención de mejorarla, la participación activa de las personas implicadas y la planificación intencional de los objetivos curriculares y las acciones que conforman el servicio.

Algunos trabajos han resaltado que el ApS facilita el conocimiento propio, potencia la empatía, las habilidades de comunicación y la conciencia cultural (Gribble, Dender, Lawrence, Manning, y Falkmer, 2014). Chiva-Bartoll, Capella y Pallarès (2018) indican, además, que las prácticas de ApS permiten adquirir habilidades y actitudes sociales en los estudiantes, las cuales son puestas en práctica en la vida diaria. Los metaanálisis también evidencian el efecto del ApS en el desarrollo de diversas competencias (Celio, Durlak, y Dymnicki, 2011; Dienhart et al., 2016; Warren, 2012; Yorio y Ye, 2012). La mayoría de los trabajos presentan el ApS como una estrategia pedagógica válida para adquirir conocimiento, actitudes y promover el compromiso cívico (Aramburuzabala, 2015; Chiva-Bartoll y Gil-Gómez, 2018; Huda et al., 2018; Repáraz, Arbués,

Naval, y Ugarte, 2015). Se trata, en definitiva, de «aprender a ser competentes siendo útiles a los demás» (Batlle, 2016).

La participación y la motivación hacia la tarea también han sido analizadas como factores de mejora gracias al ApS (Huda et al., 2018). Los estudiantes que participan en cursos de ApS reconocen que promueven más el compromiso interpersonal, comunitario y académico y son percibidos como más desafiantes, lo que les motiva a continuar sus estudios (Gallini y Moely, 2003). Sin embargo, los resultados no son totalmente consistentes, ya que otros estudios no han reportado ninguna diferencia entre los resultados académicos de los estudiantes que participan en ApS y los que no lo hacen.

Compromiso académico

En su origen el constructo del *engagement* (compromiso) se deriva de su opuesto *burnout* (síndrome de estar quemado). El concepto aparece en el campo de la psicología organizacional y principalmente ha sido estudiado en el ámbito laboral. Se ha convertido así en los últimos años en un término muy de moda en el terreno de los negocios. Todavía son más recientes y escasos los estudios que contemplan el *engagement* en el ámbito académico, máxime si atendemos al ámbito universitario y al contexto geográfico español. En Estados Unidos, Canadá y Australia los trabajos son mucho más extensos.

Desde el año 2002 la literatura empieza a considerar que los estudiantes también están expuestos a vivir emociones negativas y positivas que los hacen estar más o menos comprometidos con sus labores académicas. Es aquí cuando aparece el término *engagement* académico. Schaufeli, Salanova, González-Romá, y Bakker (2002b) lo definen como un estado de bienestar psicológico relacionado con los estudios que es positivo y significativo. Kahu y Nelson (2018) defienden que se trata de un concepto en evolución que comprende una variedad de prácticas institucionales y comportamientos estudiantiles relacionados con la satisfacción y el logro del estudiante, incluyendo el tiempo en la tarea, la adaptabilidad, la integración social y académica y las prácticas de enseñanza. Así, el concepto de CA se aproxima al proceso educativo desde la perspectiva de la psicología positiva, y hace referencia a la sensación de bienestar que presentan los estudiantes ante un determinado desafío académico.

Por su parte, Christenson et al. (2012) se refieren al CA como la participación e implicación activa de un individuo en una actividad de aprendizaje considerándolo como el modelo teórico más importante para entender el abandono y para promover la finalización de los estudios. Diversos trabajos destacan la importancia de evaluar su progresión a lo largo de las distintas etapas educativas, con el fin de captar el proceso a través del cual ciertos estudiantes pueden desconectarse del entorno académico (Appleton, Christenson, Kim, y Reschly, 2006).

Debido a la novedad del constructo no existe consenso sobre las variables que lo componen si bien las investigaciones concuerdan en considerar que se trata de una construcción multidimensional (Barnacle y Dall'Alba, 2017; Sinatra, Heddy, y Lombardi, 2015). Por un lado, Christenson et al. (2012) señalan que el CA se compone de tres dimensiones: un compromiso comportamental, referido a cómo los estudiantes se implican en el aprendizaje en aspectos tales como el esfuerzo; un compromiso emocional, alusivo a las emociones positivas que el estudiante experimenta durante el proceso de aprendizaje, como la euforia; y finalmente, un compromiso cognitivo, relativo al uso de estrategias eficaces de aprendizaje.

Por otro lado, Schaufeli, Martínez, Pinto, Salanova, y Bakker (2002a) encuentran tres dimensiones: (a) *vigor*, definida como altos niveles de energía y resistencia mental mientras se estudia, caracterizada por el deseo de invertir esfuerzo en las tareas que se realizan incluso cuando aparecen dificultades en el proceso; (b) *dedicación*, entendida como un alto nivel de implicación en los estudios,

se manifiesta un sentimiento de significación, inspiración, entusiasmo, orgullo y por sentirse retado por la tarea; y (c) *absorción*, denota un alto estado de concentración e inmersión que hace que el tiempo pase rápido cuando se realizan las tareas, y se experimentan dificultades a la hora de desconectar, debido al disfrute y concentración que se tiene. Es este último modelo el que ha guiado este estudio. A saber, en nuestro caso, se entiende el CA como un constructo que incluye tres factores: *vigor*, *dedicación* y *absorción*, dirigido a la consecución de objetivos.

Una buena parte de las investigaciones señalan el carácter predictivo del CA en relación con el éxito académico (Lutz y Culver, 2010; Svanum y Bigatti, 2009). Sin embargo, pocas investigaciones se han centrado en analizar la relación ApS-CA. En algunos estudios, el CA se mide a través de la percepción de los estudiantes; en otros, el compromiso se infiere de las calificaciones que reciben. Por ejemplo, Fitzgerald et al. (2016) verifican efectos positivos del CA en las actitudes académicas del alumnado. Los estudiantes que participan en ApS reportan niveles de aprendizaje más altos en la adquisición y comprensión de conceptos (Hebert y Hauf, 2015; Levkoe et al., 2014). Asimismo, Huda et al. (2018) encuentran que los estudiantes consideran que aprenden más con ApS que en sus otras clases. Estos antecedentes nos llevan a plantearnos un doble objetivo: validar la estructura factorial del *Utrecht Work Engagement Scale for Students* (UWES-S-9) y evaluar el efecto de la metodología basada en ApS en el CA de los estudiantes universitarios comparándolo con otro grupo que no realiza ApS, lo que podría contribuir a arrojar luz sobre esta cuestión.

Método

Participantes

En esta investigación participan 342 estudiantes de los Grados de Educación Social (183) y del doble de Educación Social y Trabajo Social (159) de la Universidad Pablo de Olavide (UPO). La selección de los participantes se realiza mediante un muestreo probabilístico aleatorio, estratificado y polietápico. Los estratos que se establecen en función de sus características más notables son: el sexo, el curso, la edad y la vía de ingreso a los estudios universitarios. Un 90.6% son mujeres y un 9.4% hombres. La edad oscila entre los 18 y los 45 años ($M = 22.04$, $DT = 4.40$). Los estudiantes de primero constituyen el 36%, un 20% cursan segundo, un 23% tercero y un 21% cuarto. En cuanto a la vía de acceso a la universidad, el 70.4% proceden de bachillerato, el 26.6% de un Grado Superior de FP, el 2% de otra carrera y el 1% de la prueba de acceso para mayores de 25 años.

Instrumento

Se emplea el UWES-9, versión española del UWES-S-9 (Benevides-Pereira, Fraiz de Camargo, y Porto-Martins, 2009). El instrumento se compone de nueve ítems agrupados en tres dimensiones: (a) *vigor*: nivel de energía, persistencia y esfuerzo en la realización de las tareas académicas (p. ej.: Mis tareas como estudiante me hacen sentir lleno de energía); (b) *dedicación*: alto grado de implicación en los estudios y con su carrera (p. ej.: Estoy entusiasmado con mis estudios/carrera) y; (c) *absorción*: alto nivel de concentración e inmersión en lo que hace cuando estudia (p. ej.: Me «dejo llevar» cuando realizo mis tareas como estudiante). Todos estos ítems son puntuables en una escala Likert de 7 puntos desde 0 = ninguna vez/nunca a 6 = todos los días/siempre.

Diseño

Se implementa un diseño cuasiexperimental de medidas repetidas pretest-postest mediante la comparación de dos grupos. Un grupo experimental (GE) formado por 168 estudiantes que sigue el

programa de ApS durante un semestre en dos asignaturas obligatorias y un grupo control (GC) compuesto por 174 estudiantes que no reciben la condición experimental. Mientras que los objetivos de las dos asignaturas y los resultados de aprendizaje son los mismos en ambos grupos, la metodología de enseñanza se implementa en dos modalidades diferentes. Al GE como al GC se les pide realizar una planificación didáctica para un grupo destinatario concreto dedicando un total de 20 h a la realización de dicha tarea.

Las diferencias entre el GE y el GC estriban en que el GE realiza la parte de enseñanzas prácticas y de desarrollo de ambas asignaturas en un contexto real, en forma de servicio a la comunidad, como estructura obligatoria de la asignatura. En concreto, la práctica de ApS dura diez semanas. Los estudiantes prestan el servicio en el CEIP 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 social, desempleo, un elevado porcentaje de la población en el mercado invisible y de economía sumergida, y con población mayoritaria de etnia gitana. El centro es una comunidad de aprendizaje, y por su filosofía, trabaja con grupos interactivos en los que los estudiantes universitarios prestan apoyo a los niños y niñas que divididos en grupos heterogéneos realizan actividades de aprendizaje distintas. El GE implementa la planificación didáctica diseñada y evalúa la intervención desarrollada.

El GC, sin embargo, realiza la parte práctica de las asignaturas en la universidad. Los estudiantes desarrollan las mismas actividades con una metodología basada en prácticas de clase convencional. Por tanto, durante las enseñanzas prácticas y de desarrollo diseñan la planificación didáctica a través de seminarios en grupos colaborativos de 4-5 estudiantes. Dicha planificación no puede ser llevada a la práctica y el diagnóstico de necesidades de los destinatarios se realiza a través de la revisión bibliográfica de la literatura.

Procedimiento

Este estudio se realiza en el primer semestre en los Grados de Educación Social y del doble de Educación Social y Trabajo Social. Los grupos, experimentales y control, se forman durante la última semana de septiembre, que es cuando también se lleva a cabo el pretest. Antes de los exámenes, durante la última semana de diciembre, se procede a la evaluación postest.

La cumplimentación de la escala es *on line* a través de *Google Form*, incluyendo información sobre el carácter anónimo, confidencial y voluntario de su participación. Con el fin de garantizar la protección de datos personales, añadimos la casilla de aceptación de la política de privacidad, así como el texto legal de la misma incorporando ambos campos y usando el plugin *Ninja Forms*. Los estudiantes que aceptan participar completan el informe de consentimiento informado. El procedimiento sigue las consideraciones éticas nacionales e internacionales y es aprobado por el comité de ética de la Universidad. Durante el proceso se envía un recordatorio en la fase pretest y en la postest para aumentar el número de respuestas.

Análisis de datos

Con el fin de corroborar la estructura interna del instrumento de evaluación aplicado, se realiza un análisis factorial exploratorio y confirmatorio de la escala. Para ello, la muestra original ($N = 342$) se divide en dos submuestras extraídas al azar. Para determinar el número de factores, con la primera mitad de la muestra ($n1 = 178$), se realiza un análisis factorial exploratorio a través del análisis paralelo de Horn (Izquierdo, Olea, y Abad, 2014), mediante el *software* Factor 10.5.02 (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2017b), utilizando el método de extracción *Minimum Rank factor Analysis* (Timmerman

Tabla 1
Análisis factorial exploratorio del UWES-9

M	DT	Comunalidades	Ítems	Factor 1	Factor 2	Factor 3
4.83	1.06	.66	1. Mis tareas como estudiante me hacen sentir lleno de energía	.80		
5.07	1.25	.74	2. Me siento fuerte y vigoroso/a cuando estudio o voy a clases	.56		
3.89	1.17	.75	5. Cuando me levanto por la mañana me siento con ganas de ir a clases o estudiar	.86		
4.86	1.27	.60	3. Encuentro mis estudios plenos de sentido y propósito		.74	
4.55	1.35	.82	4. Mis estudios me inspiran		.90	
5.16	1.77	.71	7. Estoy orgulloso/a de estar en esta carrera		.74	
4.78	1.36	.70	6. El tiempo vuela, estoy haciendo tareas relacionadas con mis estudios			.68
5.21	1.40	.56	9. Me «dejo llevar» cuando realizo mis tareas			.53
4.97	1.29	.69	8. Cuando estoy estudiando me olvido de todo lo que ocurre a mi alrededor			.73
Porcentaje de varianza explicada (total, 62.28%)				Factor 1 35.22%	Factor 2 12.26%	Factor 3 7.20%

y Lorenzo-Seva, 2011), con una rotación Promin (Lorenzo-Seva, 1999).

Además, se estiman dos de los índices de proximidad para evaluar la posible unidimensionalidad de la escala: la *explained common variance* (ECV) y la *mean of item residual absolute loadings* (MIREAL) (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2017a). La ECV estima el tamaño del factor dominante en relación con la varianza total común; los valores entre .70 y .85 son indicadores de la estructura unidimensional de los datos (Rodríguez, Reise y Haviland, 2016). MIREAL es la media de las cargas absolutas de un segundo *Minimum Rank factor Analysis* residual potencial, ortogonal al factor principal. En consecuencia, MIREAL es un estimador del grado al que la estructura de los datos se desvía de la unidimensionalidad. Como regla general, un MIREAL menor de 30 indica la ausencia de un factor residual relevante (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2017a).

Con la segunda mitad de la muestra ($n=164$) se realiza un análisis factorial confirmatorio. Se utiliza el método de máxima verosimilitud robusta, debido a la falta de normalidad multivariada (coeficiente Mardia = 13.09). El ajuste del modelo se evalúa con los siguientes índices: Chi-cuadrado ($S-B\chi^2$) de Satorra-Bentler —valores mayores a .01 indican un buen ajuste—, *Comparative Fit Index* (CFI), *Non-normed Fit Index* (NNFI) —valores iguales o superiores a .95 indican un buen ajuste, *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR) y *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) —valores inferiores a .08 indican un buen ajuste— y *Expected Cross-Validation Index* (ECVI). Este análisis se realiza con el programa Lisrel 9.1.

En cuanto a la fiabilidad de constructo se calculan los valores de fiabilidad compuesta (FC), fiabilidad máxima (FM) (coeficiente H de Hancock y Mueller), alfa de Cronbach y omega de McDonald. El punto de corte para esos índices es .70 (Geldhof, Preacher, y Zyphur, 2014). En cuanto a la validez discriminante, se examina comparando la media de la varianza media extractada (VME) entre pares de variables latentes con la varianza compartida (cuadrado de la correlación entre pares de variables). Si la primera es mayor que la última, el instrumento mostrará una buena validez discriminante. Todos los pares de factores revelan una VME media mayor que su varianza compartida; lo que señala la adecuada validez discriminante de estos. Finalmente, para examinar la estabilidad temporal

del instrumento, se utiliza el coeficiente de correlación intraclass (test-retest).

Antes de proceder al análisis de diferencias se aplica la prueba de Kolmogorov-Smirnov para analizar la distribución normal y determinar el uso de pruebas paramétricas o no paramétricas en la comparación de medias relacionadas (pretest-postest) e independientes (GE-GC). Se concluye que los supuestos de normalidad se cumplen en todas las variables, por lo que se aplican pruebas paramétricas.

Para evaluar el efecto de la metodología ApS sobre el CA se realizan análisis descriptivos (M y DT) y de varianza (ANOVA) con medidas repetidas para determinar posibles diferencias entre el GE y el GC en la fase pretest, donde F representa el valor estadístico de la prueba y p - determina su significación.

También se analizan las diferencias entre el GE y el GC en variables como la edad, el curso, el sexo y los estudios previos. Las diferencias no resultan estadísticamente significativas, por lo que estas variables no son incluidas como covariadas en los análisis sucesivos.

Finalmente, se llevan a cabo análisis descriptivos y de covarianza de las puntuaciones postest (ANCOVA postest covariando el pretest), lo que permite evidenciar el efecto de la metodología ApS. También, se calcula el tamaño del efecto (d de Cohen) (pequeño < 0.50; moderado 0.50-0.79; grande ≥ 0.80). Se ha utilizado en este caso el programa SPSS v.23.

Resultados

La medida de adecuación muestral Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), con un valor de .90 y el test de esfericidad de Barlett, estadísticamente significativos $\chi^2(322=8215.5, p < .01$ confirman la pertinencia de realizar el análisis factorial. Además, el análisis paralelo recomienda retener tres factores, que explican conjuntamente el 62.28% de la varianza total (Tabla 1). El primer factor, que se denomina *vigor*, explica un 35.22% de la varianza y está compuesto por tres ítems que describen el nivel de energía, persistencia y esfuerzo en la realización de las tareas académicas. El segundo factor, *dedicación*, explica un 12.26% de la varianza y está constituido por tres ítems relativos al alto grado de implicación de los estudiantes en

Tabla 2
Matriz de correlación

	1	2	3
1	1.00	.72	.63
2	.76	1.00	.68
3	.78	.67	1.00

los estudios y con su carrera. El tercer factor, *absorción*, explica el 7.20% de la varianza y está compuesto por tres ítems que hacen alusión al nivel de concentración e inmersión en lo que hace cuando estudia. Todas las comunalidades están por encima del .32 sugerido (Worthington y Whittaker, 2006) y oscilan entre .560 y .754. Además, los ítems indican elevadas cargas factoriales con bajos errores de medida, siendo todos los pesos factoriales estandarizados mayores de .45 y estadísticamente significativos (Tabachnick y Fidell, 2007).

La escala obtiene un valor de ECV de .88, lo que sugiere la presencia de un factor claramente dominante. El valor es de .23, lo que indica que la presencia de una varianza sistemática relevante más allá del factor principal no es plausible.

En la matriz de correlaciones entre los distintos factores (Tabla 2) se aprecia que la asociación lineal es elevada entre los factores 1-2 (correlación igual a .76), 1-3 (correlación igual .78) y 2-1 (correlación igual a .72); 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.

Los resultados del análisis factorial confirmatorio confirman la estructura factorial sugerida por el análisis factorial exploratorio y aporta los siguientes índices de ajuste: $S-B\chi^2(279)=770.81$, $p=.000$, NNFI = .96, CFI = .94, SRMR = .05, RMSEA = .046 (90% intervalo de confianza .044-.051), ECVI = 1.13. Asimismo, todas las cargas factoriales y las correlaciones entre los factores son estadísticamente significativas. Para confirmar la bondad de ajuste del modelo, se prueban otros modelos alternativos y se cotejan con este. Concretamente, este modelo se compara con otro

unidimensional, en el cual el ajuste es visiblemente inferior e inadecuado $S-B\chi^2(289)=.37$, $p=.000$, NNFI = .82, CFI = .84, SRMR = .12, RMSEA = .16 (intervalo de confianza del 90%, .130-.015), ECVI = 5.98 y con un modelo jerárquico que revela un ajuste peor comparado con el primer modelo $S-B\chi^2(279)=797.00$, $p=.000$, NNFI = .95, CFI = .94, SRMR = .05, RMSEA = .056 (intervalo de confianza del 90%, .044-.051), ECVI = 1.24. Estos resultados corroboran que el modelo de tres factores correlacionados es el más parsimonioso y ofrece el mejor ajuste.

Finalmente, con respecto a la validez convergente, los valores de FC, FM, alfa de Cronbach y omega de McDonald son iguales o superiores a .87 en todos los factores. Las correlaciones test-retest de coeficiente de correlación intraclase muestran valores significativos, positivos y comprendidos entre .78 y .82. En relación con la validez discriminante, todos los pares de factores revelan una VME media mayor que su varianza compartida; lo que indica la adecuada validez discriminante de estos (Tabla 3).

Tal y como se puede observar en la Tabla 4, tras realizar los resultados del ANOVA pretest, no muestran diferencias estadísticamente significativas entre el GC y el GE antes de la intervención, siendo el tamaño del efecto bajo. Los resultados de los análisis de varianza univariados en la fase pretest indican que antes de comenzar la intervención no hay diferencias estadísticamente significativas entre los estudiantes de la condición experimental y control en ninguna de las dimensiones evaluadas.

A continuación se describen los efectos producidos por el programa ApS. En primer lugar, con relación a la variable *vigor*, los resultados del MANCOVA reflejan diferencias significativas entre el GC y el GE ($F=10.97$, $p=.001$, $d=0.53$), señalando que el incremento es mayor en el GE. Del mismo modo, para la *dedicación*, los resultados señalan diferencias estadísticamente significativas entre ambos grupos ($F=13.17$, $p=.001$, $d=0.52$), siendo mayor el incremento en el GE. Por último, al analizar la variable *absorción* los resultados vuelvan a mostrar diferencias estadísticamente significativas entre el GC y el GE ($F=19.79$, $p=.001$, $d=0.54$), produciéndose, nuevamente, un incremento mayor en el GE. Finalmente, el tamaño

Tabla 3
Análisis de fiabilidad y validez de la escala UWES-S-9

	VI	DE	AB	Total
FC	.87	.88	.94	-
FM (coeficiente H)	.85	.89	.92	-
Omega de McDonald	.87	.87	.89	.93
Alfa de Cronbach	.82	.91	.83	.92
Correlación test-retest	.81	.82	.78	.80
VME	.54	.64	.66	-
Validez discriminante:	VI-DE	DE-AB	AB-VI	
Varianza compartida	(.27 frente a .62)	(.29 frente a .64)	(.52 frente a .63)	
(cuadrado de	VI-AB	DE-VI	AB-DE	
correlación	(.45 frente a .58)	(.26 frente a .66)	(.43 frente a .63)	
entre dos factores) y				
media de la VME de				
dos factores				

ABS: absorción, DE: dedicación, VI: vigor.
 $p < .001$

Tabla 4
Medias y desviaciones típicas de las medidas pretest y posttest en los GE y GC y resultados de los ANOVA pretest y los MANCOVA posttest

	Pretest				Posttest				ANOVA Pretest			MANCOVA Posttest		
	Experimental n = 168		Control n = 174		Experimental n = 168		Control n = 168		F	p	d	F	p	d
	M	DT	M	DT	M	DT	M	DT						
Vigor	3.03	.91	2.97	.69	3.29	.69	2.99	.77	.86	>.05	0.14	10.97	.001	0.63
Dedicación	5.16	.85	3.86	1.17	5.78	1.28	4.04	1.52	.82	>.05	0.15	13.17	>.05	0.72
Absorción	4.55	1.27	3.16	1.16	4.47	1.04	3.31	1.37	.92	>.05	0.16	19.79	>.05	0.74

d = efecto de Cohen (pequeño <0.50; moderado 0.50-0.79; grande \geq 0.80).

del efecto (d de Cohen) es moderado en las variables *vigor* (0.63), *dedicación* (0.72) y *absorción* (0.74).

A título de síntesis se puede afirmar que los resultados muestran diferencias estadísticamente significativas entre el GE y el GC, señalando que el CA es mayor en el GE.

Discusión

El propósito de esta investigación es evaluar el efecto de la metodología basada en ApS en el CA de los estudiantes universitarios. El UWES-S-9 posee unas características psicométricas muy aceptables, buena consistencia interna y fiabilidad temporal. Los resultados ponen de manifiesto que la metodología de enseñanza basada en el ApS influye en el CA de los estudiantes. Los ANCOVA posttest confirman que existen diferencias significativas a favor del GE en los tres factores que componen el CA. Así pues, aquellos estudiantes que participan en ApS muestran actitudes más positivas hacia los estudios y las tareas, a saber: (a) manifiestan un mayor grado de energía y predisposición a invertir esfuerzos; (b) se involucran y concentran con mayor facilidad en las tareas académicas; y (c) persisten en mayor grado ante las dificultades que puedan surgir durante su desarrollo. En definitiva, las puntuaciones más altas del GE confirman la existencia de una asociación positiva entre la participación en ApS y el CA frente a metodologías de corte más tradicional en todas las dimensiones evaluadas en este trabajo. No obstante, al igual que en los diversos metaanálisis (Celio et al., 2011; Dienhart et al., 2016; Yorio y Ye, 2012) es habitual encontrar un tamaño moderado de los efectos.

Estos resultados concuerdan con el trabajo de Gallini y Moely (2003) sobre el ApS como enfoque necesario para el desarrollo del CA. Se pueden ofrecer diferentes razones al porqué de estos resultados. En primer lugar, la conexión del ApS con el CA puede estar relacionada con las peculiaridades de la propia metodología. En ella la conexión con la realidad es trascendental. El ApS sitúa al alumnado en contextos reales de práctica preprofesional donde a través del servicio tiene la posibilidad de poner en práctica los conocimientos adquiridos, lo que estimula una mayor implicación (Gallini y Moely, 2003) y comprensión de los conceptos estudiados (Chiva-Bartoll y Gil-Gómez, 2018; Hebert y Hauf, 2015; Levkoe et al., 2014). Al involucrar a los estudiantes en realidades complejas y enfrentarlos a problemas reales se activan no solo los saberes y las destrezas sino su energía, su *dedicación* y su empeño en las tareas. Hace tiempo que se reconoce que la implicación en tareas reales de servicio a la comunidad mejora la *absorción* del estudiante en aquello que realiza (Dunne y Owen, 2013). Del mismo modo, Huda et al., (2018) atribuyen al ApS la capacidad de retener al alumnado en la carrera y mantenerlo motivado durante sus estudios.

En segundo lugar, el ApS demanda gran inversión de energía exigiendo al alumnado esfuerzo y altos niveles de resistencia, lo que le lleva a sentir orgullo y satisfacción por el resultado de su servicio a la comunidad, un estado de inmersión en actividades que le vincula fuertemente con el mundo laboral y profesional futuro.

Estos requerimientos del ApS son con los que, desde la perspectiva del propio estudiante, se siente más comprometido que con otras metodologías en las que no existe un nivel tan alto de *vigor*, *dedicación* y *absorción* (Schaufeli et al., 2002a). En la misma línea, diferentes estudios señalan que el uso de metodologías activas tiene un efecto positivo en la motivación y en la implicación de los estudiantes (Fitzgerald et al., 2016; Kahu y Nelson, 2018). Así, aquellas metodologías que suponen más demanda, entre las que se erige el ApS como metodología clave, pueden conseguir una mayor implicación del alumnado y la posibilidad de que se enfrenten con más deseo de implicarse de manera activa con las tareas, en línea con lo expresado por Gallini y Moely (2003) cuando proponen ofrecer retos a los estudiantes como una vía para

reducir el riesgo de abandono. Los resultados obtenidos revelan la necesidad de repensar la organización de la docencia universitaria desde la perspectiva del ApS para responder al necesario CA que los estudiantes universitarios necesitan asumir (Christenson et al., 2012; Lewellyn y Kiser, 2014).

Hasta ahora el debate sobre el ApS se ha centrado especialmente en el desarrollo de la ciudadanía (Chiva-Bartoll et al., 2018; Gelmon, Holland, y Spring, 2018; Gil et al., 2016; Puig et al., 2011), y no en cómo puede influir en el CA con los estudios. La participación activa en los estudios es un tema de gran preocupación en las universidades (Chipchase et al., 2017); los hallazgos de este estudio pueden resultar útiles para apoyar la puesta en marcha de metodologías didácticas activas y centradas en el estudiante, tales como el ApS, que sean exigentes, que requieran una alta *dedicación*, *vigor* y *absorción* en las tareas y en las que el profesorado actúa como mediador del proceso de enseñanza aprendizaje en proyectos de carácter interdisciplinar. Esta cuestión puede dificultar la aplicación del ApS y, por consiguiente, su potencial, si se considera que en la universidad existe poca cultura de trabajo colaborativo en el profesorado (Rodríguez-Izquierdo, 2013).

El presente trabajo presenta algunas limitaciones. La primera, el procedimiento seguido para la evaluación del CA. El CA es un proceso sumamente complejo por lo que una evaluación que se centre sólo en autoinformes de los estudiantes no aporta todas las evidencias necesarias sobre los efectos de la metodología ApS sobre su desarrollo. Como prospectiva sería interesante contrastar estos hallazgos con otros de carácter más objetivo de desempeño real como el rendimiento. La segunda limitación deriva del carácter cuasiexperimental del diseño. Se han controlado estadísticamente los efectos del nivel de CA inicial, pero no pudimos aislar otras variables como determinadas actitudes, rasgos de personalidad u otros factores, lo que no permite pronunciamientos sobre posibles relaciones de causalidad. Además, la investigación se ha llevado a cabo dentro de un área específica de conocimiento. Por tanto, es preciso subrayar que los resultados obtenidos se circunscriben a estos estudiantes u otros con características similares.

Pese a ello, no hay que negar que, dado que los trabajos que han abordado la relación entre el ApS y el CA hasta la fecha han sido escasos, este estudio constituye una fuente de información de gran importancia para comprender y mejorar la complejidad de los procesos de enseñanza de calidad en las instituciones universitarias. Por eso, existe una necesidad de seguir profundizando en la influencia del ApS sobre el CA de los estudiantes universitarios.

Referencias

- Appleton, J., Christenson, S., Kim, D., y Reschly, A. (2006). Measuring cognitive and psychological engagement: Validation of the student engagement instrument. *Journal of School Psychology, 44*(5), 427-445. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jsp.2006.04.002>
- Aramburuzabala, P. (2015). Aprendizaje-servicio: Una herramienta para educar desde y para la justicia social. *Revista Internacional de Educación para la Justicia Social, 2*(2.) [consultado 3 Sep 2017]. Disponible en: <http://www.rinace.net/riejs/numeros/vol2-num2/editorial.pdf>.
- Baeten, M., Kyndt, E., Struyven, K., y Dochy, F. (2010). Using student-centered learning environments to stimulate deep approaches to learning: Factors encouraging or discouraging their effectiveness. *Educational Research Review, 5*(3), 243-260. <http://dx.doi.org/10.1016/j.edurev.2010.06.001>
- Barnacle, R., y Dall'Alba, G. (2017). Committed to learn: Student engagement and care in Higher Education. *Higher Education Research & Development, 36*(7), 1326-1338. <http://dx.doi.org/10.1080/07294360.2017.1326879>
- Battle, R. (2013). *El aprendizaje-servicio en España: El contagio de una revolución pedagógica necesaria*. Madrid: Educar.
- Battle, R. (2016). *Aprendizaje-servicio* [consultado 14 Oct 2018]. Disponible en: <http://roserbattle.net/aprendizaje-servicio/>.
- Benevides-Pereira, A., Fraiz de Camargo, D., y Porto-Martins, P. (2009). *Utrecht Work Engagement Scale, manual en español* [consultado 9 Feb 2018]. Disponible en: <http://www.schaufeli.com/downloads/tests/Test%20manual%20UWES%20Espanol.pdf>.
- Celio, C., Durlak, J., y Dymnicki, A. (2011). A meta-analysis of the impact of service-learning on students. *Journal of Experiential Education, 34*(2), 164-181

- [consultado 23 Oct 2016]. Disponible en: <https://search.proquest.com/docview/1348130928/fulltextPDF/DOC61CFAB9854FD8PQ/1?accountid=44090>.
- Chipchase, L., Davidson, M., Blackstock, F., Bye, R., Clothier, P., Klupp, N., y Williams, M. (2017). Conceptualizing and measuring student disengagement in Higher Education: A synthesis of the literature. *International Journal of Higher Education*, 6(2), 31–42. <http://dx.doi.org/10.5430/ijhe.v6n2p31>
- Chiva-Bartoll, O., Capella, C., y Pallarès, M. (2018). Investigación-acción sobre un programa de Aprendizaje-servicio en la didáctica de la educación física. *Revista de Investigación Educativa*, 36(1), 277–293. <http://dx.doi.org/10.6018/rie.36.1.270581>
- Chiva-Bartoll, O., y Gil-Gómez, J. (2018). *Aprendizaje-Servicio Universitario. Modelos de intervención e investigación en la formación inicial docente*. Barcelona: Octaedro.
- Christenson, S., Reschly, A., y Wylie, C. (2012). *Handbook of research on student engagement*. Nueva York: Springer. <http://dx.doi.org/10.1007/978-1-4614-2018-7>
- Conway, J., Amel, E., y 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. <http://dx.doi.org/10.1080/00986280903172969>
- Deeley, S. (2016). *El aprendizaje-servicio en educación superior. Teoría práctica y perspectiva crítica*. Madrid: Narcea.
- Dienhart, C., Maruyama, G., Snyder, M., Furco, A., McKay, M., Hirt, L., y Huesman, R. (2016). The impacts of mandatory service on students in service-learning classes. *The Journal of Social Psychology*, 156(3), 305–309. <http://dx.doi.org/10.1080/00224545.2015.1111856>
- Dunne, E., y Owen, D. (Eds.). (2013). *The student engagement handbook: Practice in higher education*. Bingley: Emerald Group.
- Ferrando, P. J., y Lorenzo-Seva, U. (2017a). Assessing score determinacy, measurement quality, and closeness to unidimensionality in exploratory item factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 78(5), 762–780. <http://dx.doi.org/10.1177/0013164417719308>
- Ferrando, P. J., y Lorenzo-Seva, U. (2017b). Program FACTOR at 10: Origins, development and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236–240. <http://dx.doi.org/10.7334/psicothema2016.304>
- Fitzgerald, H., Bruns, K., Sonka, S., Furco, A., y Swanson, L. (2016). The centrality of engagement in Higher Education. *Journal of Higher Education Outreach and Engagement*, 16(3), 7–28 [consultado 21 Dic 2017]. Disponible en: <https://files.eric.ed.gov/fulltext/EJ1097202.pdf>.
- Folgueiras, P., Luna, E., y Puig, G. (2013). Aprendizaje y servicio: Estudio del grado de satisfacción de estudiantes universitarios. *Revista de Educación*, 362, 159–185. <http://dx.doi.org/10.4438/1988-592X-RE-2011-362-157>
- Gallini, S., y Moely, B. (2003). Service-learning and engagement, academic challenge, and retention. *Michigan Journal of Community Service Learning*, 10(1), 5–14 [consultado 15 Nov 2018]. Disponible en: <http://hdl.handle.net/2027/spo.3239521.0010.101>.
- Geldhof, G., Preacher, K., y Zyphur, M. (2014). Reliability estimation in a multilevel confirmatory factor analysis framework. *Psychological Methods*, 19, 72–91. <http://dx.doi.org/10.1037/a0032138>
- Gelmon, B., Holland, A., y Spring, A. (2018). *Assessing service-learning and civic engagement: Principles and techniques*. Boston: Campus Contact.
- Gil, J., Moliner, O., Chiva, O., y López, R. (2016). Una experiencia de aprendizaje-servicio en futuros docentes: Desarrollo de la competencia social y ciudadana. *Revista Complutense de Educación*, 27(1), 53–73. <http://dx.doi.org/10.5209/rev.RCED.2016.v27.n1.45071>
- Gribble, N., Dender, A., Lawrence, E., Manning, K., y Falkmer, T. (2014). International WIL Placements: Their Influence on student professional development, personal growth and cultural competence. *Asia-Pacific Journal of Cooperative Education*, 15(2), 107–117 [consultado 13 Jul 2014]. Disponible en: https://www.ijwil.org/files/APJCE_15_2_107_117.pdf.
- Hebert, A., y Hauf, P. (2015). Student learning through service learning: Effects on academic development, civic responsibility, interpersonal skills and practical skills. *Active Learning in Higher Education*, 16(1), 37–49. <http://dx.doi.org/10.1177/1469787415573357>
- Huda, M., Shukri, K., Hisyam, N., y Mohd, B. (2018). Transmitting leadership based civic responsibility: Insights from service learning. *International Journal of Ethics and Systems*, 34(1), 20–31. <http://dx.doi.org/10.1108/IJOES-05-2017-0079>
- Izquierdo, I., Olea, J., y Abad, F. J. (2014). Exploratory factor analysis in validation studies: Uses and recommendations. *Psicothema*, 26(3), 395–400. <http://dx.doi.org/10.7334/psicothema2013.349>
- Kahu, E., y Nelson, K. (2018). Student engagement in the educational interface: Understanding the mechanisms of student success. *Higher Education Research & Development*, 37(1), 58–71. <http://dx.doi.org/10.1080/07294360.2017.1344197>
- Levkoe, C., Brail, S., y Danierre, A. (2014). Engaged pedagogy and transformative learning in graduate education: A service-learning case study. *The Canadian Journal of Higher Education*, 44(3), 68 [consultado 10 Ago 2019]. Disponible en: <https://eric.ed.gov/?id=EJ1049392>.
- Lewellyn, A., y Kiser, P. (2014). Conceptualizing critically as a guiding principle for high quality academic service learning. *International Journal of Teaching and Learning in Higher Education*, 26(1), 147–156 [consultado 25 Jul 2016]. Disponible en: <https://files.eric.ed.gov/fulltext/EJ1043032.pdf>.
- Lorenzo-Seva, U. (1999). Promin: A method for oblique factor rotation. *Multivariate Behavioral Research*, 34, 347–365. http://dx.doi.org/10.1207/S15327906MBR3403_3
- Lutz, M., y Culver, S. (2010). The national survey of student engagement: A university level analysis. *Tertiary Education and Management*, 16(1), 35–44. <http://dx.doi.org/10.1080/13583881003629814>
- Mayor, D., y Rodríguez, D. (2015). Aprendizaje-Servicio: Construyendo espacios de intersección entre la escuela-comunidad-universidad Profesorado. *Revista de Currículum y Formación del Profesorado*, 19(1), 262–279 [consultado 6 Dic 2017]. Disponible en: <http://www.ugr.es/local/recfpro/rev191ART11.pdf>.
- Mayor, D., y Rodríguez, D. (2016). Aprendizaje-servicio y práctica docente: Una relación para el cambio educativo. *Revista de Investigación Educativa*, 34(2), 535–552. <http://dx.doi.org/10.6018/rie.34.2.231401>
- McAleese, M. (Coord.) (2013). Report to the European Commission on improving the quality of teaching and learning in Europe's Higher Education institutions. Luxembourg: Publications Office of the European Union. [consultado 17 May 2018]. Disponible en: <http://ec.europa.eu/education/library/reports/modernisation.en.pdf>.
- McAleese, M. (Coord.) (2014). Report to the European Commission on 'New modes of learning and teaching in Higher Education'. Luxembourg: Publications Office of the European Union. [consultado 12 Dic 2016]. Disponible en: <http://ec.europa.eu/education/library/reports/modernisation-universities.en.pdf>.
- Naudé, L. (2015). On (un)common ground: Transforming from dissonance to commitment in a service-learning class. *Journal of College Student Development*, 56(1), 84–102 [consultado 3 Sep 2017]. Disponible en: <https://10.1353/csd.2015.0002>.
- Puig, J., Gijón, M., Martín, X., y Rubio, L. (2011). Aprendizaje-servicio y educación para la ciudadanía. *Revista de Educación, número extraordinario*, 45–67 [consultado 13 Jul 2014]. Disponible en: <http://www.revistaeducacion.educacion.es/re2011/re2011.03.pdf>.
- Repáraz, C., Arbués, E., Naval, C., y Ugarte, C. (2015). El índice cívico de los universitarios: sus conocimientos, actitudes y habilidades de participación social. *Revista Española de Pedagogía*, 260, 23–51 [consultado 18 Oct 2018]. Disponible en: <https://revistadepedagogia.org/wp-content/uploads/2015/01/indice-civico.pdf>.
- Rodríguez, M. (2014). El Aprendizaje-servicio como estrategia metodológica en la universidad. *Revista Complutense de Educación*, 25, 95–113. <http://dx.doi.org/10.5209/rev.RCED.2014.v25.n1.41157>
- Rodríguez, A., Reise, S., y Haviland, M. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137–150. <http://dx.doi.org/10.1037/met0000045>
- Rodríguez-Izquierdo, R. M. (2013). Nuevos tiempos y nuevas identidades profesionales en educación superior: del individualismo al trabajo docente colaborativo en el marco del EEES. *Revista de Ciencias de la Educación*, 236, 479–502 [consultado 16 Jul 2016]. Disponible en: <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=4558985>.
- Santos Rego, M. A., Sotelino, A., y Lorenzo, M. (2015). *Aprendizaje-servicio y misión cívica de la universidad. Una propuesta de desarrollo*. Barcelona: Octaedro.
- Schaufeli, W., Martínez, P., Pinto, M., Salanova, M., y Bakker, A. (2002). Burnout and engagement in university students: A cross-national study. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 33, 464–481 [consultado 13 Abr 2016]. Disponible en: <https://www.isonderhouden.nl/doc/pdf/arnoldbakker/articles/articles.arnoldbakker.78.pdf>.
- Schaufeli, W., Salanova, M., González-Romá, V., y Bakker, A. (2002). The measurement of burnout and engagement: A confirmatory factor analytic approach. *Journal of Happiness Studies*, 3, 71–92. <http://dx.doi.org/10.1023/A:1015630930326>
- Sinatra, G., Heddy, B., y Lombardi, D. (2015). The challenges of defining and measuring student engagement in science. *Educational Psychologist*, 50(1), 1–13. <http://dx.doi.org/10.1080/00461520.2014.1002924>
- Steinhardt, I., Schneijderberg, C., Götze, N., Baumann, J., y Krücken, G. (2017). Mapping the quality assurance of teaching and learning in Higher Education: The emergence of a specialty? *Higher Education*, 74(2), 221–237. <http://dx.doi.org/10.1007/s10734-016-0045-5>
- Stover, S., y Ziswiler, K. (2017). Impact of active learning environments on community of inquiry. *International Journal of Teaching and Learning in Higher Education*, 29(3), 458–470. <http://dx.doi.org/10.1080/00224545.2015.1111856>
- Svanum, S., y Bigatti, S. (2009). Academic course engagement during one semester forecasts college success: Engaged students are more likely to earn a degree, do it faster and do it better. *Journal of College Student Development*, 50(1), 120–132. <http://dx.doi.org/10.1353/csd.0.0055>
- Tabachnick, B., y Fidell, L. (2007). *Using multivariate statistics* (4th ed.). Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Timmerman, M., y Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209–220. <http://dx.doi.org/10.1037/a0023353>
- Warren, J. (2012). Does service-learning increase student learning? A meta-analysis. *Michigan Journal of Community Service Learning*, 18(2), 56–61 [consultado 13 Nov 2016]. Disponible en: <https://files.eric.ed.gov/fulltext/EJ988320.pdf>.
- Worthington, R. L., y Whittaker, T. A. (2006). Scale development research a content analysis and recommendations for best practices. *The Counseling Psychologist*, 34, 806–838. <http://dx.doi.org/10.1177/001100006288127Zhang>
- Yorio, P., y 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 and Education*, 11(1), 9–27 [consultado 5 May 2015]. Disponible en: <https://www.stjohns.edu/sites/default/files/documents/adminoffices/asl-metaanalysis.pdf>.