



Original

Actitud y enfoques de aprendizaje en el estudio de la Didáctica General. Una visión multivariante



Nerea González-García^{a,*}, Ana B. Sánchez-García^b,
Ana B. Nieto-Librero^a, y M. Purificación Galindo-Villardón^a

^a Departamento de Estadística, Universidad de Salamanca, Instituto de Investigación Biomédica de Salamanca (IBSAL), Salamanca, España

^b INICO, Universidad de Salamanca, Salamanca, España

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 18 de mayo de 2018

Aceptado el 6 de febrero de 2019

On-line el 14 de marzo de 2019

Palabras clave:

Didáctica General

Actitud

Enfoques de aprendizaje

HJ-Biplot

R E S U M E N

Pocos estudios investigan la influencia de la actitud y enfoques de aprendizaje en la Didáctica General. El objetivo principal de este trabajo consiste en describir, en un sentido multivariante, las relaciones entre la actitud hacia la Didáctica General y los enfoques de aprendizaje de estudiantes del grado de Educación Social de la Universidad de Salamanca. El cuestionario de *Medición de la Actitud hacia la Didáctica General* y el cuestionario de *Proceso de Estudio Revisado de Dos Factores (R-SPQ-2F)* son los instrumentos de recogida de información. El análisis de la relación actitud-aprendizaje se realiza mediante HJ-Biplot, técnica estadística multivariante de representación simultánea de estudiantes, actitudes y enfoques de aprendizaje. Esta metodología, combinada con el análisis de clúster jerárquico, pone de manifiesto la existencia de cuatro grupos de estudiantes: C1, caracterizado por alto interés, utilidad profesional y enfoque profundo; C2, diferenciado por su ansiedad y altas puntuaciones en enfoque superficial; C3, con interés medio, baja ansiedad, enfoque superficial y creencia en la utilidad de la Didáctica a nivel profesional; y C4, estudiantes con altos niveles de ansiedad que estudian de manera profunda. Los resultados apuntan a la existencia de una congruencia directa entre actitudes y enfoques de aprendizaje y pueden emplearse para mejorar las prestaciones de los equipos docentes, para lograr estrategias más eficaces que mejoren la calidad de la enseñanza.

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

Attitude and Learning Approaches in the Study of General Didactics. A Multivariate Analysis

A B S T R A C T

The influence of different approaches and attitude towards learning in the General Didactics is studied in few investigations. The main objective of this work is to describe in a multivariate way the relationships between attitude towards General Didactics and learning approaches of students majoring in Social Learning of the University of Salamanca. The Measurement of Attitude towards General Didactics and the Revised Study Process Questionnaire two factor (R-SPQ-2F) questionnaires were used to gather the information. The analysis of the relationship between attitude and learning approaches is performed using the HJ-Biplot. This multivariate statistical technique allows the simultaneous representation of students, attitudes and learning approaches. This methodology, combined with hierarchical clustering method, reveals the existence of four types of students: C1, those characterized by high marks on interest, professional usefulness and deep study of the subject; C2, those that display high anxiety and high marks in superficial study; C3, students that show average interest, low anxiety, superficial study and believe in the professional usefulness of Didactics; and C4, students with high levels of anxiety that study the subject

Keywords:

General Didactics

Attitude

Learning approaches

HJ-Biplot

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: nerea.gonzalez.garcia@usal.es (N. González-García).

in depth. These results point the existence of a relationship between attitudes and learning approaches and can be used to improve the performance and offerings of educational teams, achieving more efficient strategies that lead to a better educated student community.

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

Introducción

En la enseñanza de cualquier disciplina la actitud del alumnado constituye un pilar fundamental. Además, el compromiso de los docentes conlleva la adecuación de su enseñanza a los estudiantes, contemplando variables relacionadas con sus actitudes, enfoques de aprendizaje y el contexto de desarrollo del proceso de enseñanza-aprendizaje (Demirbas y Demirkan, 2007). Es esperable que, conociendo los enfoques de aprendizaje y su relación con factores motivacionales se puedan adaptar las metodologías didácticas (Hernández-Pina, García, Martínez, Hervás, y Maquilón, 2002; Hernández-Pina, García, y Maquilón, 2005; López y Falchetti, 2009).

Los enfoques de aprendizaje

El modelo Students Approaches Learning (SAL) de Marton y Säljö (1976) introduce los conceptos de enfoques de aprendizaje *superficial* y *profundo*, ampliados por Biggs, Kember, y Leung (2001) y Kember, Biggs, y Leung (2004) en el modelo 3P (presagio-proceso-producto), el cual defiende una concepción de aprendizaje cuyo centro de interés es el alumno. El *enfoque profundo* se relaciona con una alta motivación intrínseca y comprensión significativa de la tarea (López y López, 2013) que conlleva el desarrollo de estrategias que permiten establecer relaciones entre diferentes contenidos (García, Duarte, Rivera, Villalba, y Capacho, 2017). El *enfoque superficial* se vincula a una baja motivación y uso de estrategias memorísticas que producen un aprendizaje mecánico (Biggs, 1988), con un mínimo establecimiento de relaciones entre contenidos y una máxima preocupación por el tiempo invertido en la tarea (Witriw, Molina, y Ferrari, 2014). La preferencia de un enfoque u otro puede estar situada en la motivación hacia el aprendizaje y por sí se orienta, o no, a la comprensión de significados. Debido a que la motivación determina la elección del enfoque, ambos no pueden coexistir a la vez.

El modelo que propone Biggs (1991) combina variables motivacionales, estratégicas y contextuales. Tiwari et al. (2006) señalan que la metodología de enseñanza puede influir sobre el enfoque adoptado, aunque Akdemir y Koszalka (2008) no encuentran evidencias de ello. A su vez, Groves (2005) confirma que el uso de una metodología de enseñanza a favor del enfoque profundo puede incrementar el enfoque superficial por la carga de trabajo y estilo de evaluación.

En general, los investigadores inciden en la importancia de potenciar un *enfoque profundo* para mejorar la calidad del aprendizaje (Monroy y Hernández-Pina, 2014); es una percepción de buena enseñanza la adopción de este tipo de aprendizaje (Prosser y Trigwell, 2014).

A su vez, esta percepción se relaciona con el conocimiento del profesor sobre la materia, la metodología desplegada y su personalidad, lo que puede influir en la elección del enfoque de aprendizaje (Rosário et al., 2014). Esto determina que los enfoques de aprendizaje no tienen por qué ser estáticos (García et al., 2017; Ullah, 2016), sino que pueden cambiar en función de los contextos, lo que resalta la relevancia de las variables contextuales (Dolmans, Loyens, Marq, y Gijbels, 2016; Esquivel, Rodríguez, y Padilla, 2009; Hernández-Pina, Rodríguez, Ruiz, y Esquivel, 2010).

Las actitudes

Se definen como predisposiciones o juicios valorativos capaces de influir en la conducta de un individuo frente a un objeto, sujeto o situación (Schwarz, 2001). De acuerdo con Ajzen y Fishbein (1977), si la comprensión del constructo actitudinal permite predecir la conducta del sujeto, entonces el conocimiento de las actitudes de los estudiantes hacia la disciplina de estudio también puede contribuir a mejorar el proceso de enseñanza-aprendizaje. Para Baron y Byrne (2002) esta influencia es compleja y está moderada por variables individuales, contextuales y por la actitud en sí misma.

Rosenberg y Hovland (1960) proponen que el constructo actitudinal es multidimensional. En esta línea, Triandis (1971) y Muñoz y Mato (2008) informan sobre la existencia de tres componentes: (1) *cognitivo*: pensamientos, creencias y concepciones hacia el objeto actitudinal; (2) *afectivo*: expresiones de sentimientos y emociones de aceptación o rechazo hacia el objeto actitudinal; y (3) *conductual*: actuaciones, intenciones, disposiciones o tendencias hacia un objeto actitudinal.

La Didáctica General en el grado de Educación Social

En su enseñanza, se implementa una metodología didáctica en la que el profesorado es un mediador y no un mero transmisor de contenidos. Las modalidades ofrecidas contemplan la presencia y no presencia y precisan de diferentes modelos organizativos como clases teóricas, seminarios, talleres, clases prácticas, tutorías, estudio y trabajo en grupo o individual. Estos modelos se aplican a través de diferentes metodologías como lecciones magistrales, estudio de casos, resolución de ejercicios relacionados con la profesión y aprendizaje cooperativo basado y orientado a proyectos. Todo ello para favorecer el aprendizaje autónomo priorizando una perspectiva profesionalizadora y un acercamiento a los contenidos desde un *enfoque profundo* de aprendizaje. La metodología descrita se posiciona en la perspectiva definida por Biggs y Tang (2011) como «alineación constructiva» para mejorar la calidad de su enseñanza.

Muchos estudiantes refieren problemas en su desempeño en esta asignatura, que conciben como una carga. Esta es una de las razones por las cuales se ha seleccionado en esta investigación. Este trabajo supone un primer acercamiento al estudio de la relación estructural entre factores actitudinales y de aprendizaje en la Didáctica General. Se sabe que la relación entre actitudes, concepciones y acciones (enfoques) puede desencadenar variadas relaciones que dependen del contexto, pero la literatura no recoge investigaciones que contribuyan a este análisis.

Por todo ello, se pretende conseguir los siguientes objetivos: (a) examinar la posible influencia de factores personales o contextuales (edad, sexo y nota de acceso a la universidad) en la actitud y enfoques de aprendizaje de los estudiantes de Didáctica General; (b) analizar las puntuaciones en la actitud hacia la Didáctica General al inicio de la asignatura y tras la docencia recibida; (c) profundizar en la comprensión de la relación entre las distintas actitudes de los universitarios con base en el enfoque de aprendizaje; y (d) representar gráficamente el perfil de enfoque de aprendizaje y actitud de los estudiantes hacia la asignatura.

Método

Al objeto de explorar el enfoque de aprendizaje adoptado por los estudiantes y profundizar en el estudio de su relación con las actitudes, se realiza un análisis multivariante mediante la técnica HJ-Biplot (Galindo, 1986) para obtener una representación gráfica tanto del enfoque de aprendizaje como de la actitud de los estudiantes antes y después de la docencia. Posteriormente, se caracteriza a los estudiantes en distintos perfiles mediante el análisis de clúster.

Participantes

La muestra consta de 146 estudiantes del grado de Educación Social de la Universidad de Salamanca matriculados en Didáctica General, asignatura semestral, obligatoria y cursada durante el segundo año de la titulación. El grupo en estudio está constituido por estudiantes de los cursos 2011-2012 (28.1%), 2012-2013 (32.2%) y 2013-2014 (39.7%) y está formado mayoritariamente por mujeres (87.7%). La edad media es 21 ± 2.65 años. El 35.6% tienen entre 18 y 19 años, el 30.1% entre 20 y 21 años, el 21.9% entre 22 y 23 años y el 12.3% tiene más de 23 años. La nota media de acceso a la universidad es 6.87 ± 1.06 puntos.

Instrumentos

Revised two-factor Study Process Questionnaire: R-SPQ-2F. En este trabajo se emplea el cuestionario de Procesos de Estudio Revisado de Dos Factores R-SPQ-2F (Biggs et al., 2001) adaptado al español por Hernández-Pina et al. (2005) y compuesto por 20 ítems en escala Likert (1 = nunca o rara vez, 2 = a veces, 3 = la mitad de las veces, 4 = frecuentemente, 5 = siempre o casi siempre). El modelo factorial teórico refleja dos factores latentes asociados al *enfoque profundo* y al *enfoque superficial*, factores evidenciados en el ámbito universitario español por Geraldo, del Rincón, y del Rincón (2011); Justicia, Pichardo, Cano, Berbén, y De la Fuente (2008); De la Fuente et al. (2017) y De la Fuente, Sander, y Putwain (2013).

Su fiabilidad es estimada mediante el coeficiente α de Cronbach y el índice ω , que resulta en una elevada consistencia interna para ambas subescalas (*profundo* $\alpha = .72$, $\omega = .74$; *superficial* $\alpha = .71$, $\omega = .71$). En este estudio, el análisis factorial confirmatorio (AFC) ha mostrado un ajuste adecuado del modelo: $\chi^2/df = 1.31$, RMSEA = .05 (.03, .06), CFI = .91, SRMR = .07. Los resultados de fiabilidad compuesta (FC) y varianza media extractada (VME) reportan altos índices de FC (*profundo* FC = .88.; *superficial* FC = .86), y valores más bajos en el caso de la VME (*profundo* VME = .27; *superficial* VME = .19).

Cuestionario de Medición de la Actitud hacia la Didáctica. Adaptado a partir del cuestionario *Medición de la Actitud hacia la Estadística* (Mondéjar, Vargas, y Bayot, 2008), analiza la existencia de una estructura factorial latente en los dominios afectivo y valorativo en la actitud hacia la Estadística. En este trabajo, se amplía su área de aplicación a la asignatura de Didáctica General, utilizando los mismos ítems planteados por los autores, pero modificando en el epígrafe esta nueva asignatura valorada. El instrumento está formado por 27 ítems en escala Likert (1 = totalmente en desacuerdo, 2 = desacuerdo, 3 = ni desacuerdo ni de acuerdo, 4 = de acuerdo, 5 = totalmente de acuerdo). La estructura factorial teórica consta de cuatro dimensiones propuestas por Mondéjar et al. (2008): dos subescalas de un componente afectivo, *interés* y *ansiedad*, y dos subescalas de un componente valorativo, *utilidad profesional* y *utilidad presente*. La consistencia interna de las cuatro dimensiones refleja fuertes índices de fiabilidad al inicio de la asignatura (*interés* $\alpha = .81$, $\omega = .82$; *ansiedad* $\alpha = .84$, $\omega = .84$; *utilidad presente* $\alpha = .57$, $\omega = .63$; *utilidad profesional* $\alpha = .78$, $\omega = .79$) y después de la docencia (*interés* $\alpha = .85$, $\omega = .85$; *ansiedad* $\alpha = .84$, $\omega = 0.84$; *utilidad presente* $\alpha = .66$, $\omega = .66$; *utilidad profesional*

$\alpha = .83$, $\omega = .84$). La *utilidad presente* reporta índices de fiabilidad más débiles, puesto que está formada únicamente por cuatro ítems. El ajuste de los modelos de medida global fue aceptable tanto antes como después de la docencia: $\chi^2/df = 1.52$, RMSEA = .06 (.05, .07), CFI = .88, SRMR = .07 y $\chi^2/df = 1.71$, RMSEA = .07 (.06, .08), CFI = .88, SRMR = .08, respectivamente. La VME por dimensiones presenta valores medios más altos tras la docencia y los índices FC indican alto nivel de fiabilidad en el momento previo (*interés* FC = .96, VME = .40; *ansiedad* FC = .90, VME = .41; *utilidad presente* FC = .93, VME = .40; *utilidad profesional* FC = .90, VME = .26) y posdocencia (*interés* FC = .97, VME = .54; *ansiedad* FC = .94, VME = .45; *utilidad presente* FC = .92, VME = .32; *utilidad profesional* FC = .97, VME = .39).

Procedimiento

Tras el consentimiento y verificación de aspectos éticos, se lleva a cabo la recogida de datos del cuestionario R-SPQ-2F al comienzo de la asignatura, así como dos tomas del instrumento *Medición de la Actitud hacia la Didáctica* antes y después de la docencia, con el fin de evaluar cambios en el constructo actitudinal.

Análisis de datos

Para confirmar la estructura factorial teórica de ambos cuestionarios se realiza un AFC mediante el método de máxima verosimilitud. El ajuste de los modelos se apoya en la razón χ^2/df (con un ajuste óptimo del modelo para valores menores de 3), Comparative Fit Index (CFI) (considerando como aceptables aquellos modelos con valores cercanos a 1), RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) y su intervalo de confianza al 90% (donde el ajuste del modelo con valor inferior a .08 es considerado adecuado) y SRMS (Standardized Root Mean Square Residual) cuyo valor de ajuste aceptable se sitúa en .08).

Posteriormente, se realiza un análisis descriptivo de los ítems de ambos cuestionarios para conocer la actitud hacia la Didáctica General y el enfoque de aprendizaje de los estudiantes del grado de Educación Social. Las diferencias en las respuestas del cuestionario de medición de la actitud entre los momentos pre- y posdocencia, donde todos los estudiantes de la muestra pasan por ambas situaciones, se analizan mediante la prueba paramétrica *t* de Student para datos apareados. El análisis de las posibles diferencias por sexo en las dimensiones de actitud y aprendizaje, o de las diferencias entre estudiantes con *enfoque profundo* versus *superficial*, se evalúa mediante la prueba no paramétrica U de Mann-Whitney, por tratarse de grupos independientes de bajo tamaño muestral. El estudio de las diferencias entre grupos de edad, que se corresponden con más de dos grupos independientes, se realiza a partir de la prueba Kruskal-Wallis debido al bajo tamaño muestral de los grupos.

El enfoque de aprendizaje predominante se calcula a partir de las puntuaciones en las dimensiones latentes. Las puntuaciones en los constructos de aprendizaje *profundo* y *superficial* se construyen sumando las puntuaciones de los ítems que conforman dichos factores, como proponen Hernández-Pina et al. (2010) en su investigación.

A continuación, se realiza un análisis multivariante mediante HJ-Biplot (Galindo, 1986). El HJ-Biplot se utiliza en múltiples disciplinas como economía (Amor-Esteban, García-Sánchez, y Galindo-Villardón, 2017; Ortas, Álvarez, Jaussaud, y Garayar, 2015), genética (Frutos, Galindo, y Leiva, 2014) y geoquímica (Nieto-Librero, Sierra, Vicente-Galindo, Ruiz-Barzola, y Galindo-Villardón, 2017). Permite representar estudiantes e ítems de los cuestionarios en un mismo gráfico, en el que las relaciones entre ellos son visualmente interpretables.

Tabla 1
Análisis descriptivo de los ítems de *Medición de la Actitud hacia la Didáctica* por dimensiones, antes y después de la docencia

	Pre				Post			
	Media	Desviación estándar	Asimetría	Curtosis	Media	Desviación estándar	Asimetría	Curtosis
<i>Interés</i>								
I13	3.11	.82	-.21	.49	3.04	.85	.06	.61
I14	2.59	.83	-.21	-.08	2.65	1.04	.18	-.43
I15	2.51	.82	-.28	-.12	2.23	.96	.27	-.49
I17	2.78	.85	-.24	.10	2.69	.94	.11	-.02
I18	3.24	.72	-.28	1.14	3.38	.76	-.10	.07
I24	2.87	.73	-.23	1.08	2.83	.93	-.18	-.29
<i>Ansiedad</i>								
A1	2.63	.85	-.04	.05	2.77	.95	.34	.09
A7	3.12	.85	-.04	.39	3.24	.87	-.30	.49
A9	2.37	1.16	.54	-.48	2.59	1.09	.11	-.76
A12	2.69	.77	-.25	1.30	2.72	.95	.35	-.16
A21	2.51	1.05	.23	-.49	2.54	1.18	.32	-.75
A22	2.83	1.19	.07	-.75	2.99	1.30	-.03	-1.12
A23	3.32	.87	-.42	.38	3.19	1.07	-.39	-.29
<i>Utilidad presente</i>								
UPre3	1.92	.97	1.15	1.31	2.01	1.01	.87	.21
UPre10	1.99	.98	.87	.57	1.99	.95	.80	.44
UPre16	2.10	.96	.57	-.15	1.99	1.06	1.02	.69
UPre25	2.79	.83	-.26	.26	2.64	.96	.01	-.40
<i>Utilidad profesional</i>								
UPro2	3.88	.88	-.71	.62	3.88	.87	-.84	1.19
UPro4	3.66	.84	-.40	.34	3.56	.92	-.37	.27
UPro5	3.86	.85	-.48	.06	4.05	.85	-.94	.99
UPro6	4.11	.76	-.95	1.75	4.22	.72	-.92	1.96
UPro11	3.57	.80	-.39	.56	3.73	.86	-.45	.33
UPro19	2.47	.86	.01	.03	2.40	.97	.50	.18
UPro20	3.90	.90	-.51	-.18	4.07	.83	-.72	.51
UPro26	3.79	.78	-.25	-.28	3.86	.70	-.17	-.17
UPro27	3.62	.80	-.18	.48	3.77	.91	-.49	.05
UPro8	3.23	.93	.26	-.35	3.29	1.02	.19	-.61

La principal propuesta de este trabajo recae en la descripción de los perfiles de los estudiantes (representados con puntos en el gráfico Biplot) con base en los ítems de los cuestionarios (representados con vectores). Para interpretar los resultados en una representación Biplot es necesario tener en cuenta que: (a) la dirección de los vectores marca el gradiente de aumento de valores de la variable; (b) la relación estudiantes-ítems se interpreta a través de la proyección del punto que representa un estudiante sobre el vector que representa al ítem; (c) la relación entre los estudiantes se basa en la distancia entre los puntos que los representan (puntos cercanos se corresponden con estudiantes de perfiles similares con relación a su actitud-aprendizaje); y (d) la relación entre ítems se analiza mediante el coseno del ángulo que forman sus vectores (en las direcciones crecientes de ambas variables); este coincide con la correlación lineal entre ellos. Así, dos ítems son independientes si su ángulo es perpendicular, se correlacionan de manera directa si el ángulo es agudo y, si es obtuso, se correlacionan de manera inversa.

Por último, se realiza un análisis de clúster jerárquico mediante el método de Ward sobre las coordenadas Biplot obtenidas para definir una estructura de grupos entre estudiantes con comportamientos similares y conocer la caracterización de dichas agrupaciones en términos de actitud-aprendizaje en la representación HJ-Biplot.

Los datos se analizan utilizando el programa IBM SPSS Statistical Package, versión 23.0. El AFC se lleva a cabo mediante el módulo AMOS, versión 23.0, de IBM SPSS (Arbuckle, 2014) y el análisis HJ-Biplot y el análisis de clúster se realizan a través de la librería BiplotbootGUI desarrollada por Nieto, Galindo, Leiva y Vicente-Galindo (2014) del software libre R (Core Team R, 2017).

Resultados

El análisis descriptivo de los ítems de los cuestionarios se recoge en las Tablas 1 y 2. Destacan las bajas puntuaciones obtenidas en la subescala *utilidad presente*, que contrarrestan las más altas encontradas en la *utilidad profesional*. El análisis de las diferencias entre los momentos pre- y post- del cuestionario *Medición de la Actitud hacia la Didáctica General* muestra diferencias estadísticamente significativas en el ítem 15 del *interés* ($p = .005$, $d = 0.24$) y en el ítem 5 de la *utilidad profesional* ($p = .041$, $d = 0.17$). Como se observa en la Tabla 1, estos resultados reflejan al final de la asignatura una pérdida significativa de *interés* hacia la asignatura y un aumento de la *ansiedad* tras cursarla. Tras la docencia, los estudiantes refuerzan su creencia en la *utilidad profesional* de dicha asignatura.

Mayoritariamente, los estudiantes adoptan un *enfoque profundo* ($n = 127$, 87%), seguido de aquellos con uno *superficial* ($n = 14$, 9.6%) o *mixto* ($n = 5$, 3.4%). La prueba U de Mann-Whitney reporta diferencia significativa con un tamaño de efecto medio ($p = .003$, $r = .27$) en la nota de acceso a la universidad entre los estudiantes con *enfoque profundo* o *superficial* y en el *interés* y *ansiedad* antes de recibir la docencia ($p = .000$, $r = .3$ y $p = .016$, $r = .2$, respectivamente). La nota media de los estudiantes con *enfoque profundo* es 6.97 puntos; mientras que la de los estudiantes con un aprendizaje *superficial* es 6.18 puntos. El interés es mayor en estudiantes con *aprendizaje profundo* y la *ansiedad* en estudiantes con *enfoque superficial*. No se encuentran diferencias significativas ni en enfoques de aprendizaje ni en la actitud en función de la variable edad. Sin embargo, por sexos, existe diferencia significativa ($p = .014$, $r = .2$) en los niveles de *ansiedad* antes de recibir la docencia, mayor en mujeres.

Posteriormente, el HJ-Biplot identifica distintos grupos de estudiantes con base en su enfoque de aprendizaje y actitud hacia la

Tabla 2
Análisis descriptivo de los ítems del cuestionario R-SPQ-2F por dimensiones

	Media	Desviación estándar	Asimetría	Curtosis
<i>Enfoque profundo</i>				
P1	3.54	1.15	-.49	-.78
P2	3.65	1.04	-.58	-.58
P5	3.51	1.00	-.44	-.51
P6	2.42	1.06	.52	-.50
P9	2.71	.99	.56	-.42
P10	3.29	1.13	-.24	-.85
P13	3.23	.87	.05	-.56
P14	2.03	.97	.82	.01
P17	2.35	1.05	.69	-.31
P18	2.53	.93	.25	-.20
<i>Enfoque superficial</i>				
S3	1.73	.93	1.45	2.14
S4	3.08	1.19	-.02	-1.11
S7	1.40	.67	1.99	5.36
S8	1.92	1.05	1.42	1.59
S11	1.86	1.06	1.32	1.21
S12	2.29	.90	.61	.22
S15	1.55	.82	1.84	3.94
S16	2.34	1.22	.62	-.56
S19	1.96	.97	1.06	.88
S20	2.10	1.16	.81	-.35

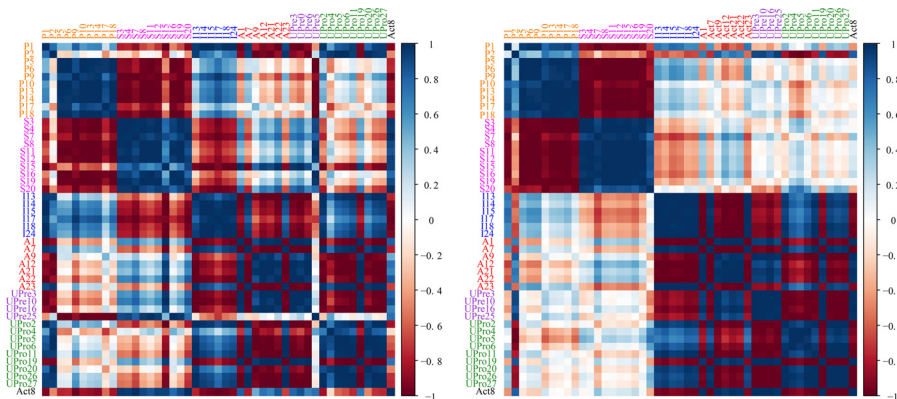


Figura 1. Correlaciones entre ítems estimadas a partir de los cosenos de los ángulos obtenidos entre variables en el análisis HJ-Biplot.

asignatura. Al representar en un espacio de dos dimensiones el conjunto de ítems de ambos cuestionarios (vectores en el gráfico), se plasma de manera visual el comportamiento de los estudiantes (puntos en el gráfico) con relación a su actitud-aprendizaje. Una correcta implementación del HJ-Biplot implica considerar medidas como (a) la varianza explicada por cada uno de los ejes factoriales, (b) la contribución relativa del factor al elemento, que representa la variabilidad de cada uno de los ítems explicada por el factor, conociendo así las variables responsables de la colocación de los estudiantes sobre las proyecciones en estos (Tabla 3) y (c) los cosenos de los ángulos entre los vectores de dos variables, que se interpretan en términos de correlación entre ellas (Figura 1).

Los dos primeros ejes del HJ-Biplot absorben el 26% y el 26.1% de la variabilidad antes de la docencia (Figura 2, izquierda) y tras ella (Figura 2, derecha), respectivamente. Se utiliza el plano 1-2 para representar la información, pues en él queda plasmada la relación entre los ítems de ambas escalas, como se menciona a continuación.

La interpretación de las variables está basada en los cosenos de los ángulos entre sus vectores: ángulos pequeños (coseno positivo) hacen referencia a ítems correlacionados de manera directa (con comportamientos similares), ángulos rectos (cosenos cercanos a 0) muestran ítems independientes y ángulos obtusos (coseno negativo) referencian ítems cuya correlación es inversa (véanse Figura 1 y Figura 2). Destaca la relación directa y alta entre ítems de una misma dimensión teórica (ítems de *interés* [I], de *ansiedad* [A], de

utilidad profesional [UPro], de *utilidad presente* [UPre], de *enfoque profundo* [P] y *superficial* [S]). Los ítems de *utilidad profesional* se relacionan de manera directa con el *interés* de los estudiantes y con el *enfoque profundo*. La *ansiedad* se relaciona de manera directa con la *utilidad presente*. Los ítems del *aprendizaje superficial* y *profundo* presentan una correlación inversa alta y esto mismo ocurre entre ítems de *ansiedad* e *interés*, *utilidad presente* y *utilidad profesional*. Además, se observa relación directa entre *enfoque profundo*, *interés* y *utilidad profesional* y entre *enfoque superficial*, *ansiedad* y *utilidad presente*. Tras la docencia recibida, las relaciones entre los ítems que conforman la actitud y la *utilidad profesional* y los que conforman la *ansiedad* y la *utilidad presente* son mayores.

En la Tabla 3 se observa que los ítems de las cuatro subescalas del cuestionario de *actitud* contribuyen sustancialmente al eje factorial 1, pero tienen una baja contribución al eje 2, tanto en el pretest como en el posttest. También contribuyen en el pretest al eje 1 algunos ítems de aprendizaje, mayoritariamente de *enfoque superficial*. Así, el eje latente horizontal del HJ-Biplot (Figura 2, izquierda) es explicado en gran medida por variables que miden actitud y *enfoque superficial*, mientras que el eje vertical es explicado por variables de ambos *enfoques* de aprendizaje, mayoritariamente *superficial*. En el posttest (Figura 2, derecha), la contribución de las variables de *actitud* a la formación del primer eje factorial es mayor, mientras que los ítems de aprendizaje, *profundo* y *superficial*, son los que explican la dimensión latente vertical. Esto da lugar a que los estudiantes

Tabla 3
Contribución relativa del factor al elemento

	Pre		Post	
	Eje 1	Eje 2	Eje 1	Eje 2
<i>Interés</i>				
I13	836.95	163.05	994.38	5.62
I14	996.64	3.36	999.53	0.47
I15	999.2	0.8	977.54	22.46
I17	934.97	65.03	988.81	11.19
I18	999.77	0.23	996.65	3.35
I24	996.6	3.4	999.03	0.97
<i>Ansiedad</i>				
A1	900.2	99.8	994.71	5.29
A7	874.31	125.69	986.65	13.35
A9	509.2	490.8	918.16	81.84
A12	807.57	192.43	998.47	1.53
A21	723.71	276.29	983.28	16.72
A22	932.22	67.78	997.95	2.05
A23	748.4	251.6	993.34	6.66
<i>Utilidad presente</i>				
UPre3	878.92	121.08	840.16	159.84
UPre10	950	50	816.32	183.68
UPre16	725.82	274.18	924.57	75.43
UPre25	269.22	730.78	761.57	238.43
<i>Utilidad profesional</i>				
UPro2	918.7	81.3	922.21	77.79
UPro4	208.24	791.76	664.16	335.84
UPro5	619.03	380.97	548.05	451.95
UPro6	689.49	310.51	781.52	218.48
UPro11	824.59	175.41	954.9	45.1
UPro19	812.9	187.1	890.49	109.51
UPro20	512.32	487.68	916.72	83.28
UPro26	793.46	206.54	846.21	153.79
UPro27	832.09	167.91	887.74	112.26
UPro8	917.27	82.73	927.79	72.21
<i>Enfoque profundo</i>				
P1	992.44	7.56	446.7	553.3
P2	499.83	500.17	403.28	596.72
P5	296.08	703.92	149.31	850.69
P6	278.13	721.87	236.93	763.07
P9	745.88	254.12	248.31	751.69
P10	404	596	6.15	993.85
P13	483.65	516.35	63.86	936.14
P14	521.5	478.5	74.22	925.78
P17	92.64	907.36	117.56	882.44
P18	399.64	600.36	12.98	987.02
<i>Enfoque superficial</i>				
S3	705.37	294.63	56.61	943.39
S4	672.32	327.68	89.94	910.06
S7	847.31	152.69	394.96	605.04
S8	543.64	456.36	159.4	840.6
S11	442.26	557.74	142.16	857.84
S12	606.25	393.75	184.47	815.53
S15	991.82	8.18	176.05	823.95
S16	318.22	681.78	243.22	756.78
S19	520.51	479.49	90.51	909.49
S20	897.46	102.54	8.62	991.38

situados en el primer y en el segundo cuadrantes sean aquellos que presentan un enfoque mayoritariamente superficial tras la docencia, mientras que los estudiantes de la parte inferior presentan un enfoque profundo.

Por otro lado, al tener en cuenta que los estudiantes que se encuentran próximos en el gráfico presentan comportamientos similares y que la proyección de un estudiante sobre un ítem aproxima la respuesta del estudiante en dicha variable, el análisis de clúster diferencia cuatro grupos de estudiantes en el momento previo a la asignatura: C1, con puntuaciones altas en *interés*, *utilidad profesional* y *enfoque profundo* de la asignatura; C2, diferenciado por su *ansiedad* y altas puntuaciones en *enfoque superficial*; C3, constituido por estudiantes que muestran *interés* medio, baja *ansiedad*,

enfoque superficial y creencia en la *utilidad profesional* de la Didáctica General y, por último, C4, aquellos con altos niveles de *ansiedad*, que estudian de manera profunda. En el posttest, el análisis de clúster manifiesta un cambio en estos grupos. Debido a la relación con su actitud, se observa una pequeña disminución de los estudiantes que adoptan un enfoque profundo.

El análisis Biplot de la [Figura 3](#) sobre las dimensiones de los cuestionarios permite profundizar en el cambio en la actitud hacia la Didáctica General tras la docencia. Analizando los ángulos entre vectores, destaca la relación directa entre *ansiedad* en el momento final de la asignatura con la dimensión de *enfoque profundo*, frente a una independencia en el momento previo y la independencia casi total entre *utilidad presente* y *enfoque superficial*, frente a su

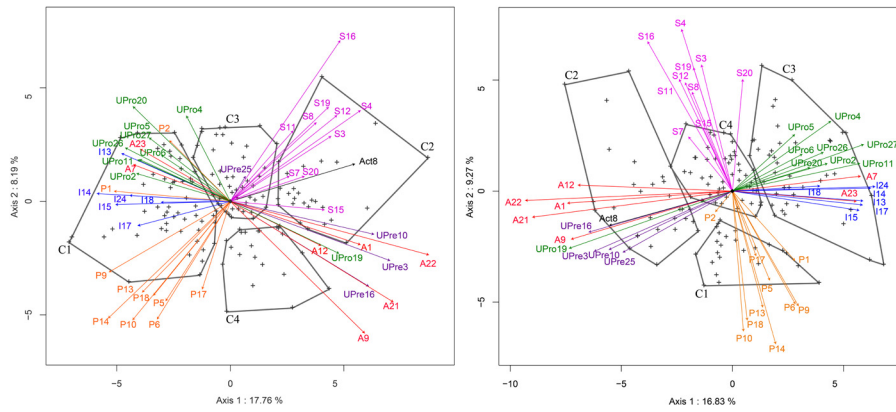


Figura 2. Gráficos 2D del plano factorial 1-2. Las siglas de los ítems hacen referencia a los seis factores objeto de estudio: *enfoque superficial* (S) y *enfoque profundo* (P), *utilidad profesional* (UPro), *utilidad presente* (UPre), *ansiedad* (A) e *interés* (I) (izquierda: HJ-Biplot para los ítems de actitud pretest y aprendizaje; derecha: HJ-Biplot para los ítems de actitud postest y aprendizaje).

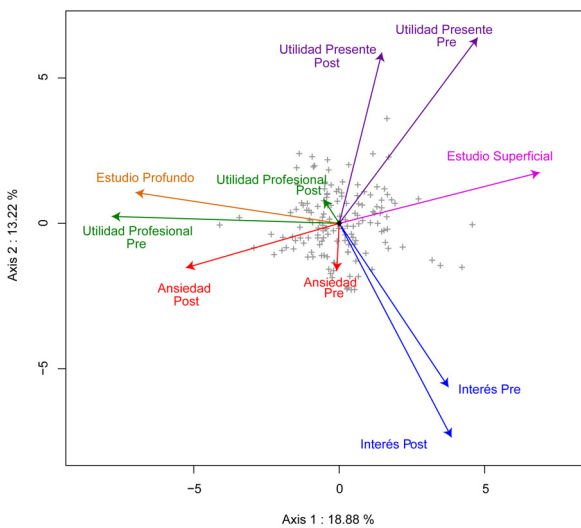


Figura 3. Gráfico 2D del plano factorial 1-2 del HJ-Biplot por dimensiones: *enfoque superficial* y *enfoque profundo* del cuestionario R-SPQ-2F, *utilidad profesional pre* y *post*, *utilidad presente pre* y *post*, *ansiedad pre* y *post* e *interés pre* y *post* del cuestionario *Medición de la Actitud hacia la Didáctica*.

relación directa inicial. El *interés* no se ve alterado tras la docencia y es independiente de la *ansiedad* al final del estudio.

Discusión

Los resultados de esta investigación proporcionan información a los docentes de la asignatura Didáctica General sobre la relación entre actitudes, concepciones y acciones (enfoques). Los altos niveles de *ansiedad* y baja valoración de los estudiantes sobre la asignatura pueden ser contrarrestados potenciando en los estudiantes una percepción de la asignatura como herramienta óptima en su vida académica y profesional.

Hernández-Pina et al. (2010) informan sobre el predominio del *enfoque profundo* en el contexto universitario, aserción que confirmamos, puesto que la mayor parte de los estudiantes muestra un *enfoque profundo* (87%). A pesar de que el 32.4% de la muestra tiene más de 21 años, no se encuentran diferencias significativas por grupos de edad ni en factores actitudinales ni en enfoques de aprendizaje. En consonancia con Mondéjar-Jiménez y Vargas-Vargas (2010), en este estudio las mujeres presentan niveles más altos de *ansiedad* que los hombres.

Los resultados del análisis multivariante apuntan a la existencia de una relación entre actitud y enfoque de aprendizaje, al contrario de lo que indican Elías y Sánchez-Gelabert (2014). Esta relación se organiza a través de cuatro grupos de estudiantes con perfil académico diferente. C1 y C4, con un *enfoque profundo* en el estudio de la Didáctica General, y C2 y C3 que aprenden de manera superficial. Los estudiantes de C1 presentan gran *interés* hacia la asignatura, pues les resulta útil para su futuro profesional. Igualmente ocurre con C3, aunque a pesar de mostrar *interés*, creyendo en la utilidad de la asignatura para sus trabajos posteriores, presentan baja *ansiedad*. No es así en C2 y C4, cuya *ansiedad* marca diferencias con respecto al resto de los grupos en términos de actitud.

La disminución de los estudiantes que adoptan un *enfoque profundo* en el postest está en sintonía con Groves (2005), quien informa que el uso de una metodología favorecedora de un *enfoque profundo* puede incrementar el *enfoque superficial* por la carga de trabajo y estilo de evaluación. De ahí también que se observara un incremento de estudiantes con altos niveles de *ansiedad* que estudian la asignatura de manera profunda y muestran menor *interés* por ella, pues la prueba de evaluación final estaba cerca. Coincidiendo con Beyaztaş y Senemoğlu (2015), se observa cómo el tipo de evaluación puede condicionar la elección del enfoque. De acuerdo con Tiwari et al. (2006), los resultados indican que la metodología de enseñanza puede influir sobre el enfoque de aprendizaje adoptado; al contrario que Akdemir y Koszalka (2008) y Stromso, Grottum, y Lycke (2004), quienes no encuentran evidencias que los relacionen. El enfoque de aprendizaje y actitud del alumnado no son estáticos y están condicionados por el contexto, hecho en el que ya han incidido otros autores (García et al., 2017; Ullah, 2016; Vanthournout, 2011).

Tanto en el pretest como en el postest se encuentra relación inversa entre los ítems que conforman el *enfoque superficial* y *profundo*, en línea con los resultados de Geraldo et al. (2011), quienes consideran que son opuestos, más que complementarios. En sintonía con los enfoques de aprendizaje, se aprecia una relación directa entre *enfoque profundo*, *interés* y *utilidad profesional*, lo que realza que el proceso de evaluación mediatiza la elección del enfoque e influye moderadamente en la actitud hacia la asignatura. Como Machado, Brites, Magalhaes y Sá (2011) indican, estos estudiantes muestran un componente actitudinal de tipo valorativo relacionado con el carácter instrumental o profesionalizador de la Didáctica. También se aprecia que la adopción del *enfoque profundo* está unida a metas laborales, al contrario de lo que manifiestan Ruiz, Hernández, Ureña y Argudo (2011). Esta relación puede tomarse en cuenta a la hora de planificar la asignatura priorizando competencias vinculadas al desarrollo de la profesión.

La relación directa entre *enfoque superficial, ansiedad y utilidad presente* que se observa es también planteada por Biggs (1988) y se confirma la relación de *ansiedad y enfoque superficial*, de acuerdo con Sansgiry, Bhosle, y Sail (2006), que reportan que la falta de preparación y revisión de contenidos sobre los que versan los exámenes son características de estudiantes con más ansiedad ante el examen.

Finalmente, la representación Biplot de las puntuaciones sobre cada una de las subescalas de los cuestionarios refleja que el *interés* de los estudiantes hacia la asignatura no se altera tras la docencia y es independiente de la *ansiedad* sufrida al final del estudio, que lógicamente podría estar condicionada por la influencia de variables contextuales como la evaluación.

En cuanto a las implicaciones prácticas, el estudio provee de información a los docentes y puede emplearse en la propuesta de estrategias que den lugar a una comunidad estudiantil mejor formada en aspectos didácticos para el diseño y planificación de las secuencias de intervención socioeducativa.

Limitaciones

Este trabajo resulta innovador al mostrar de forma conjunta y visual la relación entre actitud y enfoques de aprendizaje en Didáctica General, pero presenta limitaciones que tener en cuenta. Por un lado, el bajo tamaño muestral puede tener consecuencias en la detección de diferencias presentes en el comportamiento de los participantes. Estudios recientes muestran diferencias entre sexos (Mondéjar-Jiménez y Vargas-Vargas, 2010) en los factores de la *actitud*, pero en este caso solo se detectan diferencias en la *ansiedad*. Este hecho puede venir explicado por el bajo porcentaje de hombres. Por otro lado, aunque el estudio se lleva a cabo con diferentes docentes y años académicos, la generalización de los resultados puede verse afectada por la tipología del estudiante, metodología docente y contexto de desarrollo del aprendizaje. Por lo tanto, es necesaria más investigación en otras universidades para determinar si los enfoques de aprendizaje y actitudes que muestran los estudiantes del grado de Educación Social son los mismos en los diferentes contextos. Además, es importante tener en cuenta la baja VME de las dimensiones del cuestionario R-SPQ-2F del AFC. Investigaciones futuras deben considerar una revisión de las posibles dimensiones que presenta dicho instrumento, o un análisis específico de los ítems que las conforman.

También es necesaria más investigación en torno a si la metodología docente que propugna el Espacio Europeo de Educación Superior, potencialmente favorecedora del *aprendizaje profundo*, puede incidir en un incremento del *enfoque superficial* por la carga de trabajo y estilo de evaluación, o si no incide sobre la elección de los enfoques de aprendizaje.

Financiación

Este trabajo de investigación no ha recibido ningún tipo de apoyo financiero específico de instituciones públicas, privadas o sin ánimo de lucro.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Agradecimientos

El presente trabajo de investigación fue realizado con el apoyo del Departamento de Estadística y el Instituto Universitario de Investigación en la Comunidad de la Universidad de Salamanca.

Referencias

- Ajzen, I., y Fishbein, M. (1977). Attitude-behavior relations: A theoretical analysis and review of empirical research. *Psychological Bulletin*, 84(5), 888–918. <http://dx.doi.org/10.1037/0033-2909.84.5.888>
- Akdemir, O., y Koszalka, T. A. (2008). Investigating the relationships among instructional strategies and learning styles in online environments. *Computers & Education*, 50(4), 1451–1461. <http://dx.doi.org/10.1016/j.compedu.2007.01.004>
- Amor-Esteban, V., García-Sánchez, I. M., y Galindo-Villardón, M. P. (2017). Analyzing the effect of legal system on corporate social responsibility (CSR) at the country level, from a multivariate perspective. *Social Indicators Research*, 140(1), 435–452. <http://dx.doi.org/10.1007/s11205-017-1782-2>
- Arbuckle, J.L. (2014). Amos (version 23.0) [computer program]. Chicago: IBM SPSS.
- Baron, R., y Byrne, D. (2002). *Psicología social* (8.ª ed.). Madrid: Prentice-Hall.
- Beyaztaş, D. İ., y Senemoğlu, N. (2015). Learning approaches of successful students and factors affecting their learning approaches. *Eğitim ve Bilim*, 40(179), 193–216. <http://dx.doi.org/10.15390/EB.2015.4214>
- Biggs, J. (1988). Assessing student approaches to learning. *Australian Psychologist*, 23(2), 197–206. <http://dx.doi.org/10.1080/00050068808255604>
- Biggs, J. (1991). Approaches to learning in secondary and tertiary students in Hong Kong: Some comparative studies. *Educational Research Journal*, 6, 27–39.
- Biggs, J., Kember, D., y Leung, D. (2001). The Revised Two Factor Study Process Questionnaire: R-SPQ-2F. *British Journal of Educational Psychology*, 71, 133–149. <http://dx.doi.org/10.1348/000709901158433>
- Biggs, J., y Tang, C. (2011). *Teaching for quality learning at university: What the student does* (4.ª ed.). Berkshire: McGraw-Hill Education.
- Core Team R. R. *A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing*, 2017 <https://www.R-project.org/>.
- De la Fuente, J., Fernández-Cabezas, M., Cambil, M., Vera, M. M., González-Torres, M. C. y Artuch-Garde, R. (2017). Linear relationship between resilience, learning approaches, and coping strategies to predict achievement in undergraduate students. *Frontiers in Psychology*, 8, 1039. <http://dx.doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01039>
- De la Fuente, J., Sander, P., y Putwain, D. (2013). Relationship between undergraduate student confidence, approach to learning and academic performance: The role of gender. *Revista de Psicodidáctica*, 18(2), 375–393. <http://dx.doi.org/10.1387/RevPsicodidact.7078>
- Demirbas, O., y Demirkan, H. (2007). Learning styles of design students and the relationship of academic performance and gender in design education. *Learning and Instruction*, 17(3), 345–359. <http://dx.doi.org/10.1016/j.learninstruc.2007.02.007>
- Dolmans, D. H., Loyens, S. M., Marcq, H., y Gijbels, D. (2016). Deep and surface learning in problem-based learning: A review of the literature. *Advances in Health Sciences Education*, 21(5), 1087–1112. <http://dx.doi.org/10.1007/s10459-015-9645-6>
- Elias, M., y Sánchez-Gelabert, A. (2014). Relación entre actitudes y acciones de aprendizaje de los estudiantes universitarios. *Revista de Estudios e Investigación en Psicología y Educación*, 1(1), 3–14. <http://dx.doi.org/10.17979/reipe.2014.1.1.17>
- Esquivel, J., Rodríguez, M. C., y Padilla, V. M. (2009). Enfoques hacia el aprendizaje, motivos y estrategias de estudiantes de las carreras de enfermería, ingeniería y organización deportiva. *Revista de Pedagogía*, 30(87), 309–331.
- Frutos, E., Galindo, M. P., y Leiva, V. (2014). An interactive biplot implementation in R for modeling genotype-by-environment interaction. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 28(7), 1629–1641. <http://dx.doi.org/10.1007/s00477-013-0821-z>
- Galindo, M. P. (1986). An alternative for simultaneous representation: HJ-Biplot. *Questii: Quaderns d'Estadística, Sistemes. Informàtica I Investigació Operativa*, 10, 12–23.
- García, M. I., Duarte, A. F., Rivera, O. I., Villalba, G. E., y Capacho, N. S. (2017). Learning approaches, academic performance and related factors; in students that curse last year of the programs of the faculty of health sciences. *Educación Médica*, <http://dx.doi.org/10.1016/j.edumed.11.008>
- Geraldo, J. L., del Rincón, B., y del Rincón, D. (2011). Estructura latente y consistencia interna del R-SPQ-2F: Reinterpretando los enfoques de aprendizaje en el EEES. *Revista de Investigación Educativa*, 29(2), 277–293.
- Groves, M. (2005). Problem-based learning and learning approach: Is there a relationship? *Advances in Health Sciences Education*, 10(4), 315–326. <http://dx.doi.org/10.1007/s10459-005-8556-3>
- Hernández-Pina, F., García, M. P., y Maquilón, J. (2005). Análisis del cuestionario de procesos de estudio-2 factores de Biggs en estudiantes universitarios españoles. *Revista Fuentes*, 0(6), 1–19.
- Hernández-Pina, F., García, M. P., Martínez, P., Hervás, R. M., y Maquilón, J. (2002). Consistencia entre motivos y estrategias de aprendizaje en estudiantes universitarios. *Revista de Investigación Educativa*, 20(2), 487–510.
- Hernández-Pina, F., Rodríguez, M. C., Ruiz, E., y Esquivel, J. E. (2010). Enfoques de aprendizaje en estudiantes universitarios de la titulación de ciencias de la actividad física y del deporte de España y México. *Revista Iberoamericana de Educación*, 53(7), 1–11.
- Justicia, F., Pichardo, M. C., Cano, F., Berbén, A. B. G., y de la Fuente, J. (2008). The Revised Two-Factor Study Process Questionnaire (R-SPQ-2F): Exploratory and confirmatory factor analyses at item level. *European Journal of Psychology of Education*, 23(3), 355–372. <http://dx.doi.org/10.1007/BF03173004>
- Kember, D., Biggs, J., y Leung, D. (2004). Examining the multidimensionality of approaches to learning through the development of a revised version of the

- Learning Process Questionnaire. *British Journal of Educational Psychology*, 74, 261–280. <http://dx.doi.org/10.1348/000709904773839879>
- López, M. y Falchetti, E. S. (2009). Estilos de aprendizaje. Relación con motivación y estrategias. *Revista Estilos de Aprendizaje*, 2(4), 36–55.
- López, M., y López, A. I. (2013). Los enfoques de aprendizaje. Revisión conceptual y de investigación. *Revista Colombiana de Educación*, 64, 131–153. <http://dx.doi.org/10.17227/01203916.64rce131.153>
- Machado, M., Brites, R., Magalhaes, A., y Sá, M. (2011). Satisfaction with higher education: Critical data for student development. *European Journal of Education*, 46(3), 415–432. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1465-3435.2011.01489.x>
- Marton, F., y Säljö, R. (1976). On qualitative differences in learning: I. Outcome and process. *British Journal of Educational Psychology*, 46(1), 4–11. <http://dx.doi.org/10.1111/j.2044-8279.1976.tb02980.x>
- Mondéjar-Jiménez, J., y Vargas-Vargas, M. (2010). Determinant factors of attitude towards quantitative subjects: Differences between sexes. *Teaching and Teacher Education*, 26(3), 688–693. <http://dx.doi.org/10.1016/j.tate.2009.10.004>
- Mondéjar, J., Vargas, M., y Bayot, A. (2008). Medición de la actitud hacia la estadística. Influencia de los procesos de estudio. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 6(3), 729–748.
- Monroy, F., y Hernández-Pina, F. (2014). Factors affecting student approaches to learning. A systematic review. *Educación XXI*, 17(2), 105–124. <http://dx.doi.org/10.5944/educxx1.17.2.11481>
- Muñoz, J. M., y Mato, M. D. (2008). Análisis de las actitudes respecto a las matemáticas en los estudiantes de ESO. *Revista de Investigación Educativa*, 26(1), 209–226.
- Nieto, A. B., Galindo, M. P., Leiva, V., y Vicente-Galindo, P. (2014). A methodology for biplots based on bootstrapping with R. *Revista Colombiana de Estadística*, 37(2), 367–397. <http://dx.doi.org/10.15446/rce.v37n2spe.47944>
- Nieto-Librero, A. B., Sierra, C., Vicente-Galindo, M. P., Ruíz-Barzola, O., y Galindo-Villardón, M. P. (2017). Clustering Disjoint HJ-Biplot: A new tool for identifying pollution patterns in geochemical studies. *Chemosphere*, 176, 389–396. <http://dx.doi.org/10.1016/j.chemosphere.2017.02.125>
- Ortas, E., Álvarez, I., Jausaud, J., y Garayar, A. (2015). The impact of institutional and social context on corporate environmental, social and governance performance of companies committed to voluntary corporate social responsibility initiatives. *Journal of Cleaner Production*, 108, 673–684. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jclepro.2015.06.089>
- Prosser, M., y Trigwell, K. (2014). Qualitative variation in approaches to university teaching and learning in large first-year classes. *Higher Education*, 67(6), 783–795. <http://dx.doi.org/10.1007/s10734-013-9690-0>
- Rosário, P., Núñez, J. C., Vallejo, G., Paiva, O., Valle, A., Fuentes, S., y Pinto, R. (2014). Are teachers' approaches to teaching responsive to individual student variation? A two-level structural equation modeling. *European Journal of Psychology of Education*, 29(4), 577–601. <http://dx.doi.org/10.1007/s10212-014-0214-9>
- Rosenberg, M. J., y Hovland, C. I. (1960). Cognitive, affective and behavioral components of attitudes. En C. I. Hovland y M. J. Rosenberg (Eds.), *Attitude organization and change: An analysis of consistency among attitude components* (pp. 1–14). New Haven, United States of America: Yale University Press.
- Ruiz, E., Hernández, F., Ureña, F., y Argudo, F. M. (2011). Metas, concepciones educativas y enfoques de aprendizaje del alumnado de ciencias del deporte. *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y del Deporte*, 11(41), 14–34.
- Sansgiry, S. S., Bhosle, M., y Sail, K. (2006). Factors that affect academic performance among pharmacy students. *American Journal of Pharmaceutical Education*, 70(5), 104–116. <http://dx.doi.org/10.5688/aj7005104>
- Schwarz, N. (2001). The construction of attitudes. En A. Tesser y N. Schwarz (Eds.), *Intrapersonal processes* (pp. 436–457). Oxford: Blackwell.
- Stromso, H. I., Grottum, P., y Lycke, K. H. (2004). Changes in student approaches to learning with the introduction of computer-supported problem-based learning. *Medical Education*, 38, 390–398. <http://dx.doi.org/10.1046/j.1365-2923.2004.01786.x>
- Tiwari, A., Chan, S., Wong, E., Wong, D., Chui, C., Wong, A., y Patil, N. (2006). The effect of problem-based learning on students' approaches to learning in the context of clinical nursing education. *Nurse Education Today*, 26, 430–438.
- Triandis, H. C. (1971). *Attitude and attitude change*. Nueva York: John Wiley & Sons.
- Ullah, R. (2016). Learning environment, approaches to learning and learning preferences: Medical students versus general education students. *Journal of Pakistan Medical Association*, 16(66), 541–544.
- Vanhournout, G. (2011). *Patterns in student learning. Exploring a person-oriented and longitudinal research-perspective*. Antwerp: Garant.
- Witriw, A. M., Molina, S., y Ferrari, M. (2014). Enfoques de aprendizaje utilizados por estudiantes universitarios en las áreas básica y gestión-alimentos de la carrera de nutrición de la UBA. *Revista Argentina de Educación Superior*, 6(9), 195–207.