

ANÁLISIS PSICOMÉTRICO DE UNA ESCALA DE PERCEPCIÓN SOBRE LA UTILIDAD DE MOODLE EN LA UNIVERSIDAD

[Psychometric analysis of a perception scale on the usefulness of Moodle in the University]

by/por

[Article record](#)

[About authors](#)

[HTML format](#)

Olmos-Migueláñez, S. (solmos@usal.es)
Martínez-Abad, F. (fma@usal.es)
Torrecilla-Sánchez, E. M. (emt@usal.es)
Mena-Marcos, J. J. (juanjo_mena@usal.es)

[Ficha del artículo](#)

[Sobre los autores](#)

[Formato HTML](#)

Abstract

Because of the acquired relevance of learning management systems in higher education, and the spread of the use of the *Moodle* platform in many academic institutions, a scale of perceived usefulness of the *Moodle* in this context is designed, and the psychometric validity of the scale has been tested. The aim is to provide a reliable and valid instrument to measure the students' perception about the usefulness of *Moodle*. The study obtained a sample of 754 subjects from the population of university students in fields of Educational Sciences. The results show that the scale evaluates the utility of the platform adequately in five dimensions: content, activities, assessment, interaction and learning. Finally, a discussion is developed about the usefulness of the scale to evaluate the usefulness of *Moodle* and to implement processes to improve its use in higher education institutions.

Keywords

Information and communication technologies, computer application, evaluation, factor analysis

Resumen

Dada la importancia que los entornos virtuales de aprendizaje (*learning management systems*) han adquirido en la educación superior, y la generalización en el empleo de la plataforma *Moodle* en muchas instituciones universitarias, se diseña y se validan las cualidades psicométricas de una escala de utilidad percibida sobre el uso de *Moodle*. Se pretende aportar un instrumento válido y fiable que permita comprobar cuál es la percepción de los estudiantes sobre la utilidad de *Moodle*. De la población de estudiantes universitarios del ámbito de las Ciencias de la Educación, se obtiene una muestra de 754 sujetos. Los resultados manifiestan que la escala evalúa, adecuadamente, la utilidad de la plataforma en cinco dimensiones: contenidos, actividades, evaluación, interacción y aprendizaje. Finalmente, se discute sobre la utilidad de la escala para evaluar la utilidad de *Moodle* y para la implementación de procesos de mejora de su empleo en las instituciones de Educación Superior.

Descriptores

Tecnología de la información y la comunicación, aplicación informática, evaluación, análisis factorial.

Los *Learning Management Systems (LMS)* como herramientas de apoyo al aprendizaje (Britain y Liber, 1999; Melton, 2006; Ellis, 2009), han adquirido una relevancia significativa en Educación Superior, puesto que permiten gestionar contenidos, establecer una

comunicación síncrona y asíncrona, y gestionar la evaluación de los alumnos (Ross, 2008). Sin embargo, estos cambios organizativos exigen modificar las tutorías y la tipología de actividades propuestas y facilitan un constante y continuo seguimiento sobre la evolución de los

alumnos (Antonenko, Toy y Niederhauser, 2004). Su interés principal se debe al espacio que en todos los ámbitos de la sociedad global ocupan las Tecnologías de la Información y la Comunicación (TIC) (Castells, 1999; Cohen y McCuaig, 2008). Este hecho abre nuevos ámbitos de investigación relacionados con las TIC como el que se recoge en el presente estudio.

Podemos considerar un *LMS* como “a software system that combines a number of different tools that are used to systematically deliver content online and facilitate the learning experience around that content” (Weller, 2007, p.5). Estos entornos han evolucionado en los últimos años y han sido empleados como complemento en diversos formatos y contextos de aprendizaje; desde un contexto presencial (face to face) a un contexto exclusivamente virtual (e-learning), incluyendo un contexto mixto o b-learning (DeNeui y Dodge, 2006; Conrey y Smith, 2007; Vaughan, 2007).

Su aporte didáctico radica en la combinación de elementos específicos de la enseñanza tradicional (presentación de información, accesibilidad a materiales, evaluación del trabajo de los estudiantes) (Yueh y Hsu, 2008), y una serie de elementos adicionales que proveen múltiples vías de comunicación (incluidas las redes sociales para el aprendizaje) (Ellison, Steinfield y Lampe, 2007). Así, se avala la adecuación de las herramientas “tradicionales” a los nuevos escenarios de enseñanza-aprendizaje condicionados por el potencial que aporta el uso de *LMS* (Pérez i Garcias, 2007).

Los *LMS* conllevan elementos innovadores que permiten un rol activo a los estudiantes, con características diferenciadoras de las propias de la formación presencial (Silva Quiroz, 2011). Su integración en las diferentes etapas educativas favorece tanto el aprendizaje virtual como la interacción entre estudiantes y docentes. En consecuencia, el rol del estudiante se redefine como un sujeto generador y transmisor de conocimiento en la red. Para ello, el alumno requiere una serie de habilidades orientadas a autorregular el proceso de

aprendizaje y favorecer la construcción del conocimiento mediante la búsqueda, selección, transformación y difusión de la información (Barberá y Badía, 2004).

Para atender a las características de los *LMS* y a la necesidad de promover un rol activo del estudiante, se han diseñado e implementado diferentes plataformas de acceso libre o comercial (Martín-Blas y Serrano Fernández, 2008): *Atutor*, *Claroline*, *ILIAS*, *Chamilo*, *Moodle*, *LRN*, *Teleduc*, *FLE3*, *Ganesha*, etc. Su elección por las instituciones se fundamenta en criterios como las necesidades de los usuarios, el coste y el número de usuarios potencial (Martín-Blas y Serrano Fernández, 2008).

En el ámbito educativo, muchas universidades se han inclinado por la utilización de la plataforma *Moodle*. Se trata de un recurso abierto asentado en principios pedagógicos (Cole y Foster, 2007; Goyal y Puhorit, 2010) que integra diversos recursos multimedia. Por estas mismas razones, *Moodle* se ha convertido en uno de los *LMS* empleado en mayor medida en la educación superior (Aydin y Tirkes, 2010; Saito y Ulbricht, 2012; Williams van Rooij, 2012).

Moodle se presenta como una plataforma que ofrece las herramientas necesarias para una enseñanza virtual (Aydin y Tirkes, 2010; Saito y Ulbricht, 2012; Williams Van Rooij, 2012). Además, promociona nuevos aprendizajes, facilitando el acceso al material de forma organizada (Peat y Franklin, 2002).

Así, *Moodle* facilita el desarrollo de procesos de enseñanza-aprendizaje en la formación *e-learning*, *b-learning* y presencial por razones como la interacción (Swan, Shea, Fredericksen, Pickett, Pelz y Maher, 2002), usabilidad (Kirner y Saraiva, 2007) y la presencia social (Richardson y Swan, 2003).

En este sentido, se evidencia que los *LMS* mejoran los resultados de aprendizaje (Martín-Blas y Serrano-Fernández, 2009; Núñez et al., 2011; Escobar-Rodríguez y Monge-Lozano, 2012), y que los profesores que utilizan recursos virtuales en línea incrementan la atención y participación de los alumnos,

permitiendo aprendizajes más significativos (Soyibo y Hudson, 2000). Otros autores como Steyaert (2005) demuestran que tanto los *LMS* como el uso de internet, permiten organizar los contenidos de modo temático y gestionar la organización de la asignatura de forma más eficiente, permitiendo una visualización más sencilla del temario (Peat y Franklin, 2002).

La intención de los *LMS* en general, y de *Moodle* en particular, conlleva, por tanto, interacción con la información y trabajo conjunto entre docentes y discentes. No obstante, la realidad parece distar de este propósito, al emplearse estos espacios, en muchos casos, como meros repositorios documentales.

Ante este contexto, se hace evidente el interés de estudiar la percepción que los estudiantes tienen de la utilidad de la plataforma virtual en lo que se refiere a su integración en los procesos formativos en Educación Superior. Con el fin de analizar y tratar de colaborar en la mejora de la integración de los *LMS*, se procede al diseño de una escala vinculada con su utilización real en contextos universitarios.

Es un hecho que la utilidad percibida por el usuario tiene una importancia crítica para el éxito de una herramienta tecnológica, como son los *LMS* (Davis, 1993; Friedrich y Hron, 2010; Sørebo, Halvari, Gulli y Kristiansen, 2009). Estudios basados en el Modelo de Aceptación Tecnológica (Davis, Bagozzi y Warshaw, 1989), desarrollado a partir de la Teoría de Acción Razonada (Ajzen y Fishbein, 1980; Rus, Pina, Sánchez y Martínez, 2011), que explica el empleo actual de las tecnologías por el usuario en base a las actitudes de la persona hacia el propio uso de las tecnologías, la utilidad y la facilidad de empleo percibidas muestran que existe una relación positiva entre el empleo de las tecnologías y estas tres variables. Así, las creencias de las personas acerca de un objeto influirán en la actitud hacia las mismas. Con lo que el nivel y frecuencia de empleo de un *LMS* estará mediatizado, en parte, por las actitudes individuales hacia éste. Una medida esencial que debemos tomar si

deseamos que los *LMS* se integren en las metodologías docentes es, por tanto, fomentar una actitud adecuada hacia estas herramientas.

En base a la escasez de estudios en este ámbito (que aporten instrumentos de medida válidos y fiables) que ayuden al diseño y evaluación de modelos empíricos basados en el Modelo de Aceptación Tecnológica, parece conveniente diseñar una escala de percepción del estudiante sobre la utilidad de *Moodle* en el proceso de aprendizaje. El objetivo final de este estudio es, por tanto, aportar una herramienta que facilite información valiosa sobre la integración de *Moodle* en el contexto universitario y que permita mejoras en los entornos de enseñanza-aprendizaje en los que se integran *LMS*.

Método

Participantes

A partir de la población de estudiantes universitarios matriculados en titulaciones de Ciencias de la Educación durante el curso 2011-12, se establece una muestra no probabilística de tipo accidental (Arnal, Rincón y Latorre, 1992) de 754 sujetos. Así, considerando una población infinita, y suponiendo la máxima variabilidad ($p=q=.5$) y un $k\text{-sigma}=2$, se obtiene para la muestra un error del 3.64%.

Variabes e instrumentos

El instrumento consiste en una escala diseñada para evaluar la percepción de los estudiantes sobre la utilidad de *Moodle* en los procesos de enseñanza universitaria. Se optó por un estudio de encuesta a partir de un instrumento de naturaleza cuantitativa.

Tras el proceso de validación de contenido (por jueces), se obtiene un instrumento compuesto por 40 ítems (ver tabla 1). Se trata de una escala de respuesta tipo Likert (Morales, Urosa y Blanco, 2003), con cuatro opciones de respuesta (0=nada; 1=algo; 2=bastante; 3=mucho). Los ítems están distribuidos en cinco dimensiones teóricas (Moore y Iida, 2010; Palmer y Holt, 2010; Al-Busaidi y Al-Shihi, 2012):

- Contenidos (9 ítems): Grado de adecuación de la transferencia de los contenidos a una plataforma virtual.
- Actividades (11 ítems): Percepción de los estudiantes sobre la utilidad real de Moodle como entorno de trabajo.
- Evaluación (8 ítems): Estrategias evaluativas empleadas en la plataforma.
- Interacción (4 ítems): Grado de relación entre estudiantes y docentes en la plataforma.
- Aprendizaje (8 ítems): Valoración de los estudiantes del grado en el que la plataforma facilita los aprendizajes.

Tabla 1: Ítems del cuestionario de percepción del estudiante sobre la utilidad de Moodle

	Enunciado
Contenidos_01	Existe una organización lógica de los temas
Contenidos_02	Los contenidos son adecuados al temario
Contenidos_03	Los contenidos están actualizados
Contenidos_04	Los recursos que el profesor sube a la plataforma son interesantes
Contenidos_05	Studium es una herramienta eficaz para obtener información relevante relacionada con la asignatura
Contenidos_06	Me gusta que el profesor facilite las presentaciones de clase
Contenidos_07	Los enlaces a sitios web seleccionados por el docente permiten ampliar el tema de estudio y así comprenderlo mejor
Contenidos_08	Los vídeos o imágenes seleccionados permiten aprender de una forma más intuitiva y dinámica
Contenidos_09	Me interesa revisar todos los recursos que aparecen en Studium
Actividades_01	El pensamiento crítico
Actividades_02	La elaboración de síntesis personales y creativas
Actividades_03	La aplicación de los conocimientos a situaciones reales
Actividades_04	La resolución de problemas
Actividades_05	La comprensión de los conceptos e ideas básicas de la disciplina
Actividades_06	Análisis y reflexión sobre los contenidos estudiados
Actividades_07	Memorización y reproducción de contenidos
Actividades_08	Valoración y emisión de juicios de valor personales sobre los temas tratados
Actividades_09	Investigación y/o consulta de otras fuentes y materiales
Actividades_10	El trabajo colaborativo de los alumnos
Actividades_11	La organización del estudio y entrega de trabajos a tiempo
Evaluación_01	El profesor propone actividades de autoevaluación desde la plataforma
Evaluación_02	El profesor plantea los exámenes desde la plataforma
Evaluación_03	Existe una clara definición de los criterios para evaluar las actividades propuestas por el profesor
Evaluación_04	El profesor evalúa los trabajos desde la plataforma
Evaluación_05	El profesor ofrece feedback continuo a los estudiantes desde la plataforma
Evaluación_06	El profesor evalúa la participación en la plataforma
Evaluación_07	Todas las actividades planteadas en la plataforma influyen en la nota final de la asignatura
Evaluación_08	Tenemos acceso a las notas desde la plataforma
Interacción_01	Studium permite una comunicación más fluida con el profesor
Interacción_02	Fomenta que la tutoría con el profesor sea más continua y prolongada
Interacción_03	Incrementa la comunicación entre estudiantes
Interacción_04	Es la herramienta que utilizo con más frecuencia para comunicarme y trabajar con otros compañeros de clase
Aprendizaje_01	Complementa la docencia presencial
Aprendizaje_02	Incrementa mi implicación hacia el aprendizaje de los contenidos
Aprendizaje_03	Constituye un entorno que favorece el proceso de construcción del conocimiento
Aprendizaje_04	Facilita el aprendizaje
Aprendizaje_05	Es importante para mi práctica profesional futura ya que me permite un aprendizaje continuo
Aprendizaje_06	Facilita que los alumnos realicen un aprendizaje colaborativo compartiendo información y opiniones con los compañeros
Aprendizaje_07	Permite atender diferentes intereses de los alumnos
Aprendizaje_08	Es motivador recibir feedback del docente sobre el proceso de aprendizaje (a través de la corrección de tareas y ejercicios, interacción en foros...)

La validez de contenido se garantiza a través de jueces expertos. El primer borrador, compuesto por 32 ítems, fue valorado a partir de criterios de claridad y pertinencia por ocho expertos en tecnología educativa, tres en metodología de investigación y cuatro estudiantes universitarios. A partir de estas valoraciones se elaboró la encuesta aplicada a la muestra.

Cada juez experto debe indicar si cada uno de los 32 ítems asignados a las dimensiones teóricas es o no es adecuado. En el caso de indicar falta de adecuación el juez especificó las modificaciones recomendadas. Dado que se dispone de una medida cualitativa y multijueces, se decide calcular para comprobar el grado de acuerdo interjueces el índice de concordancia y el índice Kappa (Cohen, 1960), considerando cada ítem del cuestionario como un sujeto observado, en concreto a partir del cálculo del *free-marginal multirather Kappa* (Brennan y Prediger, 1981). Este índice está recomendado cuando los jueces desconocen a priori el número concreto de casos que deben asignar a cada categoría en las diferentes observaciones, como es el caso (Brennan y Prediger, 1981). Así, se obtiene un índice de concordancia del 83.75% y un índice Kappa de .67, valor a partir del que podemos considerar la existencia de un buen nivel de acuerdo interjueces (Landis y Koch, 1977).

Procedimiento

La primera versión del cuestionario se diseña en noviembre de 2011. Tras la evaluación de los jueces, el instrumento pasa de 32 a 40 ítems.

La recogida de información se realiza entre enero y junio de 2012, mediante el procedimiento de encuesta on-line. El recurso en el que está implementado el cuestionario garantiza el anonimato, lo que evita sesgos debidos a la deseabilidad social.

Se intentan reducir los errores de medida debidos al propio encuestado al estandarizar las condiciones de aplicación. Todos los

encuestadores reciben instrucciones precisas para que transmitan información sistemática a los participantes.

Dado el escaso índice de no respuesta parcial a la escala, que no supera el 1.5% en ningún ítem (la frecuencia más elevada alcanza los 10 valores perdidos), considerando en consecuencia que el efecto de la imputación va a ser mínimo se aplican técnicas de imputación clásicas. Por otro lado, teniendo en cuenta las técnicas multivariantes empleadas a continuación, para evitar la sobreestimación de los coeficientes de correlación entre las variables, se decide sustituir los valores perdidos mediante el método de medias no condicionadas (Medina y Galván, 2007).

Análisis de datos

A pesar de que, dada la naturaleza de las escalas empleadas en el estudio, pueda ser preferible el empleo de métodos alternativos a los basados en la matriz de correlaciones de Pearson (López-González, Pérez-Carbonell y Ramos, 2011; López-González, 2012) o el uso de la propia matriz de correlaciones policórica (Elosua Oliden y Zumbo, 2008), la amplia evidencia científica desarrollada en los años 70-80 del siglo XX al respecto (Hofacker, 1984; Labovitz, 1967, 1970; Morales Vallejo, 2006) apunta a que los sesgos incluidos al emplear estos métodos son pequeños (Nunnally, 1978).

En el presente estudio, por tanto, y dado que “cualquier codificación de las respuestas, consistente con el orden conceptual, no distorsiona las conclusiones estadísticas en un grado aceptable” (Morales Vallejo, 2006, p. 39), se considera la escala de respuesta tipo Likert aplicada como una escala de intervalo y se emplea la correlación de Pearson para el cálculo de las matrices. No obstante, como análisis previo que confirme estas apreciaciones, se hace una comparación entre la matriz de correlaciones de Pearson y la matriz de correlaciones policóricas obtenidas, comprobando que las diferencias entre los coeficientes, favorables en todos los casos a la

matriz de correlaciones policóricas, no superan en ningún caso el valor 0.2, y que en el 87% de los casos no alcanzan el valor 0.1.

Se comienza estudiando la correlación inter-ítem entre los grupos de ítems de cada dimensión. En el caso de obtener índices de correlación excesivamente bajos o elevados se valora su eliminación estudiando la importancia teórica del ítem y/o su colinealidad con otros ítems del factor.

Se comprueban los supuestos previos de normalidad univariada y multivariada, homocedasticidad y no multicolinealidad, con la intención de seleccionar el método de estimación más adecuado y, una vez comprobados, se estudian, mediante un Análisis de Componentes Principales, las características dimensionales de cada uno de los factores teóricos y la posible reducción de dimensiones de los conjuntos de ítems de los mismos (Martorell, González, Ordóñez y Gómez, 2011).

A continuación, se mide la fiabilidad mediante el índice alfa de *Cronbach*, tanto para la escala completa como para los grupos de ítems que forman cada componente principal definido, y la fiabilidad de los factores a partir del cálculo del Índice de Fiabilidad Compuesta (IFC). Finalmente, se

estudia la validez tanto convergente como discriminante, mediante el cálculo de la Varianza Extraída Media (AVE).

Probadas la fiabilidad y validez de las dimensiones que componen la escala, se confirma la bondad de ajuste del modelo a través del análisis factorial confirmatorio (AFC). Se estudian índices normativos de ajuste absoluto, como el Error de Aproximación Cuadrático Medio (RMSEA), el Residuo Cuadrático Medio (RMR) o el Índice de Bondad de Ajuste (GFI), y de ajuste incremental, entre los que se incluye el Índice Ajustado de Bondad de Ajuste (AGFI), el índice de Ajuste Normalizado (NFI) o el Índice de Ajuste Relativo (RFI).

Los resultados del presente estudio han sido obtenidos utilizando los paquetes estadísticos *IBM SPSS v.21*, junto con la extensión del mismo *AMOS, Excel y Epidat 3.1*.

Resultados

Análisis de los ítems

El estudio de las correlaciones ítem-elemento, considerando como bajas aquellas inferiores o cercanas a 4 (Morales Vallejo, 2006), centra la atención únicamente en dos ítems de la dimensión teórica contenidos (ver tabla 2)

Tabla 2: Estadísticos total-elemento para cada dimensión teórica definida

	Contenidos	Actividades	Evaluación	Interacción	Aprendizaje
Ítem 01	.525	.602	.495	.626	.577
Ítem 02	.604	.626	.491	.672	.693
Ítem 03	.526	.586	.540	.714	.688
Ítem 04	.597	.626	.613	.522	.676
Ítem 05	.550	.593	.516	-	.733
Ítem 06	.388	.633	.587	-	.674
Ítem 07	.564	.477	.616	-	.664
Ítem 08	.553	.572	.568	-	.549
Ítem 09	.406	.511	-	-	-
Ítem 10	-	.508	-	-	-
Ítem 11	-	.483	-	-	-
α de Cronbach	.818	.864	.827	.809	.883

En primer lugar, el ítem 06 se considera de relevancia teórica, ya que es el ítem del factor que trata sobre los recursos relacionados con las presentaciones de clase, y no se considera desecharlo. El ítem 09, además de ser vago y excesivamente genérico en su definición, ya que trata a nivel genérico sobre el interés de revisar cualquier tipo de recurso, se solapa en cierto modo con el tópico del ítem 04. Además, la perspectiva que aporta el ítem 04 se acerca mucho más a lo que se quiere transmitir con el ítem y, en consecuencia, se decide eliminar el ítem 09 de la escala definitiva.

En lo que respecta al resto de dimensiones teóricas analizadas, no se observan índices inferiores a .4 o superiores a .8. Por otro lado, analizando las correlaciones inter-ítem para cada dimensión, se obtienen índices de correlación aceptables en la mayor parte y en ningún caso superiores a .75.

Supuestos previos

En la comprobación del supuesto de colinealidad-multicolinealidad, se obtienen valores del Factor de Inflación de la Varianza

inferiores a 2.5 e índices de condición que no superan los 25 puntos para todos los ítems con respecto a su dimensión teórica. Por otro lado, el valor del coeficiente de correlación entre los ítems de las distintas dimensiones no supera el valor .75 en ningún caso.

En lo que respecta a la normalidad y homocedasticidad, al tratarse el AFC de una técnica multivariante, se debe comprobar tanto la normalidad univariante como multivariante. La prueba de Kolmogorov-Smirnov sitúa en todos los casos el estadístico de contraste en la zona de rechazo de la H_0 ($\alpha=.05$). En la tabla 3 se observa cómo todas las hipótesis nulas son rechazadas con un p-valor inferior a .001. Por otro lado, el Coeficiente de Mardia (Mardia, 1970) se sitúa en una puntuación estandarizada de 67.669 puntos, con lo que la distribución conjunta de los ítems se aleja mucho de la distribución normal multivariada. Así, no se cumple la normalidad de los datos, y se seleccionará un método de estimación que no implique este supuesto previo.

Tabla 3: Pruebas para el contraste de normalidad y homocedasticidad

	Asimetría	Raz. crít.	Curtosis	Raz. crít.	Z (k-s)	p.
Contenidos_01	-0.410	-4.594	1.141	6.393	9.376	.001
Contenidos_02	0.128	1.431	0.801	4.492	10.995	.001
Contenidos_03	-0.358	-4.010	0.527	2.952	9.106	.001
Contenidos_04	-0.172	-1.925	0.657	3.680	9.941	.001
Contenidos_05	-0.456	-5.115	0.212	1.191	8.446	.001
Contenidos_06	-1.678	-18.811	3.187	17.863	12.162	.001
Contenidos_07	-0.555	-6.216	0.881	4.94	8.454	.001
Contenidos_08	-0.538	-6.027	0.521	2.923	8.201	.001
Actividades_01	-0.381	-4.267	1.753	9.828	10.119	.001
Actividades_02	-0.400	-4.485	0.762	4.270	9.160	.001
Actividades_03	-0.259	-2.908	0.486	2.726	8.903	.001
Actividades_04	-0.301	-3.371	1.281	7.178	9.741	.001
Actividades_05	-0.305	-3.415	0.942	5.280	9.318	.001
Actividades_06	-0.178	-1.993	0.174	0.977	8.900	.001
Actividades_07	-0.308	-3.453	0.891	4.992	9.505	.001
Actividades_08	-0.367	-4.112	0.550	3.082	8.635	.001
Actividades_09	-0.604	-6.776	0.173	0.968	7.666	.001
Actividades_10	-0.851	-9.541	0.945	5.296	8.203	.001
Actividades_11	0.167	1.874	-1.182	-6.626	4.794	.001
Evaluación_01	0.450	5.046	-1.062	-5.955	6.710	.001
Evaluación_02	-0.555	-6.226	-0.093	-0.523	7.656	.001
Evaluación_03	-0.582	-6.521	-0.801	-4.492	6.271	.001
Evaluación_04	-0.037	-0.420	-0.922	-5.168	5.705	.001
Evaluación_05	-0.129	-1.443	-0.926	-5.191	6.018	.001
Evaluación_06	-0.863	-9.671	0.052	0.292	6.818	.001
Evaluación_07	-0.665	-7.455	-0.678	-3.798	6.228	.001
Evaluación_08	-0.596	-6.683	0.498	2.790	7.735	.001
Interacción_01	-0.623	-6.985	0.381	2.134	7.910	.001
Interacción_02	-0.379	-4.248	-0.289	-1.622	7.195	.001
Interacción_03	0.287	3.213	-0.664	-3.719	6.353	.001
Interacción_04	-0.487	-5.455	0.596	3.338	8.072	.001
Aprendizaje_01	-0.335	-3.757	0.952	5.338	9.089	.001
Aprendizaje_02	-0.412	-4.620	1.131	6.338	9.045	.001
Aprendizaje_03	-0.395	-4.423	0.666	3.736	8.702	.001
Aprendizaje_04	-0.308	-3.450	-0.065	-0.364	7.942	.001
Aprendizaje_05	-0.482	-5.405	0.091	0.508	7.746	.001
Aprendizaje_06	-0.489	-5.480	0.463	2.595	8.412	.001
Aprendizaje_07	-0.860	-9.637	0.717	4.018	8.202	.001
Aprendizaje_08	-0.410	-4.594	1.141	6.393	9.376	.001
	Coeficiente de Mardia		278.72	67.66		

Análisis de Componentes Principales

Como el análisis de los componentes principales no exige los supuestos de normalidad y homocedasticidad (García

Jiménez, Gil Flores, y Rodríguez Gómez 2000), se procede a la aplicación directa sobre todos los ítems forzando la extracción de 5 factores.

Con el modelo se explica un 50.9% de la varianza total, de la que el primer factor (en la solución inicial, sin rotar) explica el 30.3%.

Por otro lado, el gráfico de sedimentación no muestra evidencias de unidimensionalidad de la escala. En cuanto a la solución rotada, la

matriz de configuración (método oblmin), como se puede observar en la tabla 4, sugiere que los supuestos teóricos sobre la dimensionalidad del cuestionario pueden ser acertados.

Tabla 4: Matriz de configuración en la escala completa

	Actividades	Evaluación	Interacción	Contenidos	Aprendizaje
Contenidos_01				-.498	
Contenidos_02				-.602	
Contenidos_03				-.577	
Contenidos_04				-.667	
Contenidos_05				-.488	
Contenidos_06				-.614	
Contenidos_07				-.574	
Contenidos_08				-.531	
Actividades_01	.629				
Actividades_02	.690				
Actividades_03	.688				
Actividades_04	.696				
Actividades_05	.640				
Actividades_06	.673				
Actividades_07	.570				
Actividades_08	.592				
Actividades_09					
Actividades_10					
Actividades_11					
Evaluación_01		.656			
Evaluación_02		.672			
Evaluación_03		.623			
Evaluación_04		.708			
Evaluación_05		.571			
Evaluación_06		.697			
Evaluación_07		.732			
Evaluación_08		.665			
Interacción_01			-.588		
Interacción_02			-.686		
Interacción_03			-.802		
Interacción_04			-.680		
Aprendizaje_01					
Aprendizaje_02				-.410	-.513
Aprendizaje_03				-.450	-.522
Aprendizaje_04				-.426	-.476
Aprendizaje_05				-.537	
Aprendizaje_06				-.749	
Aprendizaje_07				-.674	
Aprendizaje_08				-.453	

Método de extracción: Análisis de componentes principales.

Método de rotación: Normalización Oblimin con Kaiser.

A pesar de observarse cómo los tres últimos ítems de la dimensión *actividades* tienen una saturación inferior a .4 sobre la propia dimensión, se decide mantenerlos por considerar que tienen importancia a nivel teórico. Lo

mismo sucede con el primer ítem de la dimensión *aprendizaje*.

Así mismo, se comprueba que las dimensiones *aprendizaje* e *interacción* poseen información compartida, saturando buena

parte de sus ítems en la cuarta dimensión. Tras el análisis del contenido de los ítems implicados, se verifica esta similitud, dado que el aprendizaje es, en base, un proceso compartido, mediado y, en última instancia, social (Vigostky, 1995).

Si se aplica el análisis de componentes principales dimensión por dimensión, se obtienen estructuras unidimensionales salvo en el caso de la dimensión *contenidos*, en la que se extraen 2 componentes principales, que explican el 58.31% de la varianza.

Analizando los ítems de esta dimensión, se observa cómo los cinco primeros se refieren a

aspectos generales del contenido que muestra la plataforma y los 3 restantes a recursos específicos. En los otros casos, se obtiene una varianza explicada del 43.4% (*actividades*), 45.8% (*evaluación*), 64.7% (*interacción*) y 56.1% (*aprendizaje*).

En la tabla 5 se recoge la correlación entre los factores obtenidos en el análisis factorial exploratorio. El valor de los coeficientes indica que los factores poseen información común, por lo que parece que el método de rotación empleado es el más apropiado en este caso.

Tabla 5. Matriz de correlaciones entre dimensiones

	Actividades	Evaluación	Interacción	Contenidos	Aprendizaje
Actividades	1.000	.231	-.394	-.433	-.166
Evaluación		1.000	-.355	-.259	-.172
Interacción			1.000	.331	.140
Contenidos				1.000	.187
Aprendizaje					1.000

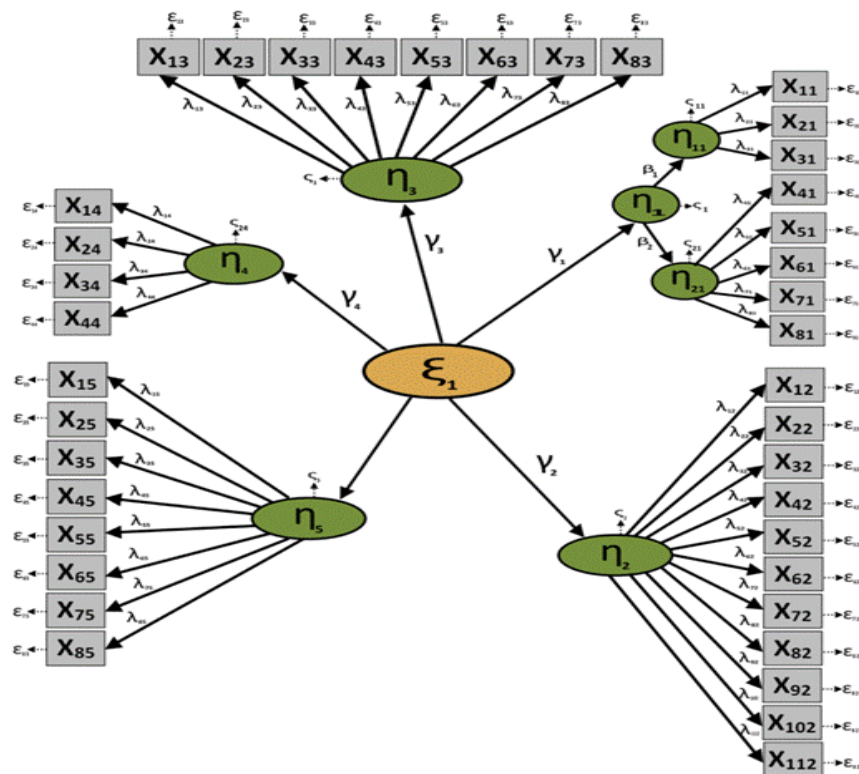
Análisis factorial confirmatorio

Dadas las evidencias de no cumplimiento del supuesto de normalidad, y que la escala de medida de todos los ítems es idéntica, se opta por emplear el método de estimación de parámetros de mínimos cuadrados no ponderados (Bollen, 1989; Byrne, 2001; Kline, 2005). La elección de este método sobre otros no paramétricos responde a sus propiedades análogas propias de la estimación MCO (Lévy

Mangin, 2006) y a su buen comportamiento ante la existencia de cargas factoriales bajas (Ximénez y García, 2005), aspecto que se evidencia en el estudio.

El modelo teórico implementado se muestra en la figura 1. Existen cinco factores de primer orden y uno de segundo orden, con la excepción del factor de primer orden *contenidos* que, por razones expresadas anteriormente, se divide en dos subdimensiones.

Figura 1. Modelo teórico del AFC de dos niveles



Los parámetros del modelo, cuya estimación se presenta en la tabla 6, devuelven cargas factoriales cuyas puntuaciones sobre cada factor son, en todos los casos, superiores a .4 y, en promedio, superiores a .6, con lo que podemos concluir que todos los ítems hacen una aportación adecuada a las dimensiones de procedencia. Las puntuaciones de las correlaciones múltiples al cuadrado son en general bajas, lo cual indica que existe una buena parte de varianza no explicada en los factores. Sin embargo, a partir de los IFC y alfa de *Cronbach* obtenidos parece que el instrumento posee una fiabilidad aceptable tanto a nivel global como para cada factor (Lévy Mangin, 2006). Por otro lado, se

alcanzan valores de AVE inferiores a .5 en la mayor parte de los factores, y, por tanto, la validez convergente así como la discriminante se ven comprometidas (Kline, 2005). No obstante, dada la escasez de escalas localizadas que recogen información sobre las diferentes dimensiones implicadas en el empleo educativo de *Moodle*, el presente instrumento representa un punto inicial en este ámbito de investigación. De este modo, las cuestiones introducidas en el cuestionario poseen una gran cantidad de ruido (varianza no explicada), información valiosa contenida por dichas variables, aunque se sitúa en porcentajes aceptables, resulta ser más pequeña de lo deseable.

Tabla 6: Índices de fiabilidad y validez del cuestionario

	Peso estándar L_{ij}	R^2	IFC	AVE	α Cronbach
Contenidos_01	.660	.394	.80	.44	.82
Contenidos_02	.694	.257			
Contenidos_03	.588	.273			
Contenidos_04	.659	.341			
Contenidos_05	.701	.381			
Contenidos_06	.404	.244	.69	.44	.79
Contenidos_07	.756	.392			
Contenidos_08	.766	.353			
Actividades_01	.598	.316	.86	.36	.87
Actividades_02	.613	.406			
Actividades_03	.632	.285			
Actividades_04	.640	.536			
Actividades_05	.594	.609			
Actividades_06	.626	.573			
Actividades_07	.494	.491			
Actividades_08	.617	.434			
Actividades_09	.584	.345			
Actividades_10	.637	.481			
Actividades_11	.562	.436			
Evaluación_01	.522	.409	.80	.38	.83
Evaluación_02	.506	.399			
Evaluación_03	.628	.376			
Evaluación_04	.667	.357			
Evaluación_05	.625	.406			
Evaluación_06	.643	.491			
Evaluación_07	.682	.480			
Evaluación_08	.624	.484			
Interacción_01	.757	.561	.88	.50	.82
Interacción_02	.780	.543			
Interacción_03	.732	.518			
Interacción_04	.534	.417			
Aprendizaje_01	.637	.163	.89	.49	.89
Aprendizaje_02	.701	.572			
Aprendizaje_03	.693	.587			
Aprendizaje_04	.696	.390			
Aprendizaje_05	.749	.465			
Aprendizaje_06	.737	.414			
Aprendizaje_07	.719	.391			
Aprendizaje_08	.646	.444			

En cuanto a la bondad de ajuste del modelo, se obtienen índices que muestran buen ajuste (Bollen, 1989; Byrne, 2001; Kline, 2005; Lévy Mangin, 2006) tanto global (GFI=.985;

RMSEA=0.47; RMR=.022) como incremental (AGFI=.981; NFI=.977; RFI=.976), por estar por debajo de .05 en el caso de RMSEA y RMR y por encima de .95 en el resto de

casos. En cuanto al ajuste global, los resultados nos indican que el modelo predice satisfactoriamente la matriz de covarianzas de los datos. Por su parte, los resultados en cuanto al ajuste incremental indican que el modelo propuesto es adecuado en comparación con el modelo nulo, con lo que las relaciones propuestas poseen pesos substanciales

Discusión

Moodle es una de las plataformas más completas y adecuadas para su implementación en la Educación Superior (Aydin y Tirkes, 2010; Saito y Ulbricht, 2012; Williams van Rooij, 2012). Este hecho se evidencia porque *Moodle* proporciona tres recursos esenciales: la posibilidad de proporcionar contenidos y actividades *online*, evaluación interactiva (Ross, 2008) y la interacción y comunicación fluida entre profesor y alumnos- (Ellison et al., 2007). En este sentido, tanto el empleo de *Moodle* como de materiales y recursos online potencian y/o mejoran los resultados de aprendizaje (Martín-Blas y Serrano-Fernández, 2009; Núñez et al, 2011; Escobar-Rodríguez y Monge-Lozano, 2012).

El éxito de un *LMS* depende de muchos factores (Davis et al., 1989), entre ellos la utilidad percibida del usuario con el propio *LMS*. Mientras que se localizan en la literatura científica multitud de estudios para determinar las claves del éxito de un *LMS*, en los que se incluyen de manera sistemática como parte de la investigación escalas de percepción de los estudiantes con la utilidad del *LMS*, dichas escalas, en muchos casos, no tienen las propiedades psicométricas que serían necesarias para asegurar la fiabilidad y validez de la información recogida (Lin, 2008; Weaver, Spratt y Nair, 2008; Klobas y McGill, 2010; Al-Busaidi y Al-Shihi, 2012).

En muchos casos los investigadores se limitan a incluir escalas diseñadas *ad hoc* sin un estudio psicométrico asociado (Ozkan y Koseler, 2009; Naveh, Tubin y Pliskin, 2010; Palmer y Holt, 2010; Rubin, Fernades y

Avgerinou, 2013), o con un estudio muy simple y superficial. En otros casos, se obtienen tamaños de muestra pequeños para implementar el estudio psicométrico (Lin, 2008; Ozkan y Koseler, 2009; Al-Busaidi y Al-Shihi, 2012) que limitan en gran medida los resultados del mismo. Por otro lado, las dimensiones incluidas en estas escalas son difusas y muy variadas, dependiendo del interés de la investigación concreta.

Así, en el presente estudio se superan muchos de estos inconvenientes, ya que, en base a los objetivos planteados, se diseña una escala con criterios de validez de contenido, para posteriormente validar las propiedades psicométricas mediante la aplicación de técnicas estadísticas a partir de una muestra representativa.

Dada la importancia de la utilidad percibida como variable predictora del éxito en la implementación de una herramienta tecnológica como los *LMS* (Davis, 1993; Sørebo et al., 2009; Friedrich y Hron, 2010), la escala recogida constituye un instrumento válido y fiable a nivel psicométrico que permitiría a organizaciones y docentes reflexionar sobre los puntos débiles del uso de *Moodle* como complemento a la docencia presencial.

Por otro lado, debido a la cantidad y robustez de estudios empíricos que verifican el valor predictivo de los estudios de percepción en el campo de las Ciencias Sociales (Eastman y Marzillier, 1984; Bandura y Locke, 2003; Rottinghaus, Larson, y Borgen, 2003; Valentine, Dubois y Cooper, 2004) en el ámbito de la Educación Superior (De Barros, 2012), la escala puede emplearse como medida de calidad y eficacia del empleo del *LMS* institucional en cada una de las dimensiones de la misma, y ser de utilidad para la evaluación diagnóstica del estado actual en el empleo de la plataforma.

Si bien los resultados obtenidos sugieren que la escala presentada mide adecuadamente la utilidad percibida por los usuarios del *LMS*

Moodle en las dimensiones identificadas como clave para todo *LMS* (Moore y Iida, 2010; Palmer y Holt, 2010; Al-Busaidi y Al-Shihi, 2012), como son los contenidos, actividades, evaluación, interacción y aprendizaje, se obtienen índices de varianza explicada menores a lo deseable en algunos casos. Dada la inexistencia de escalas globales con unas propiedades psicométricas adecuadas, y de que se trata de una escala de percepción, se considera lógica la obtención de estos valores. El haber empleado la matriz de correlaciones de Pearson para llevar a cabo los análisis descritos, además de incluir cierto sesgo relativo a la métrica de las variables (Elosua Oviden y Zumbo, 2008; Morales Vallejo, 2006), contribuye en la obtención de estos bajos índices, ya que se subestima en este caso el valor de los coeficientes con respecto a los obtenidos con la matriz de correlaciones policóricas. Teniendo en cuenta la subestimación del verdadero valor de la correlación entre los pares de variables aquí obtenida cabe esperar, de cara a futuros estudios, que mejoren los índices de ajuste y de varianza explicada con la aplicación de técnicas más apropiadas para escalas de respuesta como la tipo Likert (López-González, Pérez-Carbonell y Ramos, 2011; López-González, 2012). A pesar de la importancia de estos puntos débiles existentes en la investigación, la presente escala supone un punto de partida en futuras investigaciones para el desarrollo de escalas adaptadas a subpoblaciones de estudiantes universitarios de diversas áreas de conocimiento cuyas dimensiones expliquen un porcentaje de varianza más grande. Cabe recordar, en este sentido, que el presente estudio se restringe a la población de estudiantes del área de Ciencias Sociales, en concreto de Ciencias de la Educación, y que a pesar del elevado tamaño de la muestra el método de muestreo, no probabilístico, puede ser fuente de importantes sesgos.

Por otro lado, cabe señalar otro punto débil relacionado con el contexto de este estudio, que se centra en el empleo de *Moodle* como

complemento a la docencia presencial. Así, la muestra implicada en el presente estudio ha sido usuaria de *Moodle* en contextos presenciales, por lo que se desconoce el comportamiento de la escala adaptada a contextos de *b-learning* o *e-learning*. Cabe, pues, adaptar la escala en futuros estudios para observar su comportamiento en estos otros contextos formativos.

En conclusión, en base a las evidencias recopiladas y mostradas en la presente investigación, se puede concluir que el presente estudio constituye una base sólida para el desarrollo de próximas investigaciones relacionadas con el análisis del empleo de *Moodle* como *LMS* en diversas instituciones educativas.

Referencias

- Ajzen, I., & Fishbein, M. (1980). *Understanding attitudes and predicting social behavior*. Englewood Cliffs, New York: Prentice-Hall.
- Al-Busaidi, K. A., & Al-Shihi, H. (2012). Key factors to instructors' satisfaction of learning management systems in blended learning. *Journal of Computing in Higher Education*, 24 (1), 18-39.
- Antonenko, P., Toy, S., & Niederhauser, D. (2004). Modular Object-Oriented Dynamic Learning Environment: What Open Source Has to Offer. En *Association for Educational Communications and Technology*. Recuperado de <http://www.eric.ed.gov/ERICWebPortal/detail?accno=ED485088>
- Arnal, J., Rincón, D. del, & Latorre, A. (1992). *Investigación educativa: fundamentos y metodologías* (1a. ed.). Barcelona: Labor.
- Aydin, C. C., & Tirkes, G. (2010). Open Source Learning Management Systems in Distance Learning. *Turkish Online Journal of Educational Technology*, 9 (2), 175-184.
- Bandura, A., & Locke, E. A. (2003). Negative self-efficacy and goal effects revisited. *The*

- Journal of Applied Psychology*, 88(1), 87-99.
- Barberá, E. & Badia, A. (2004). *Educación con aulas virtuales. Orientaciones para la innovación en el proceso de enseñanza y aprendizaje*. Madrid: Antonio Machado Libros.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley-Interscience.
- Brennan, R. L., & Prediger, D. J. (1981). Coefficient Kappa: Some uses, misuses, and alternatives. *Educational and Psychological Measurement* (41), 687-699.
- Britain, S. & Liber, O. (1999). A Framework for Pedagogical Evaluation of Virtual Learning Environments. Recuperado de <http://www.jtap.ac.uk/reports/html/jtap-041.html>
- Byrne, B. (2001). *Structural equation modeling with amos: basic concepts, applications, and programming*. Oxford: Routledge.
- Castells, M. (1999). *La Era de la información: economía, sociedad y cultura. La sociedad Red* (Vol. 1). Madrid: Alianza Editorial.
- Cohen, D., & McCuaig, W. (2008). *Three lectures on post-industrial society*. Cambridge: MIT Press.
- Cohen, J. (1960). A coefficient of agreement for nominal scales. *Educational and Psychological Measurement*, (20), 37-46.
- Cole, J. & Foster, H. (2007). *Using Moodle: Teaching with the Popular Open Source Course Management System*. London: O'Reilly.
- Conrey, F. R. & Smith, E. R. (2000). Attitude Representation: Attitudes as Patterns in a Distributed, Connectionist Representational System, *Social Cognition*, 25 (5), 718-735.
- Davis, F. D. (1993). User acceptance of information technology: system characteristics, user perceptions and behavioral impacts. *International Journal of Man-Machine Studies*, 38 (3), 475-487.
- Davis, F. D., Bagozzi, R. P., y Warshaw, P. R. (1989). User Acceptance of Computer Technology: A Comparison of Two Theoretical Models. *Management Science*, 35(8), 982-1003.
- De Barros, A. F. (2012). Características Psicométricas da Adaptação Portuguesa do Perfil de Auto-Percepção para Estudantes Universitários - SPPCS. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 1(33), 93-110.
- DeNeui, D. L., & Dodge, T. L. (2006). Asynchronous Learning Networks and Student Outcomes: The Utility of Online Learning Components in Hybrid Courses. *Journal of Instructional Psychology*, 33 (4), 256-259.
- Eastman, C., & Marzillier, J. S. (1984). Theoretical and methodological difficulties in Bandura's self-efficacy theory. *Cognitive Therapy and Research*, 8 (3), 213-229.
- Ellis, R.K. (2009). *Learning Management Systems*. Alexandria: American Society for Training & Development (ASTD).
- Ellison, N.B., Steinfield, C., & Lampe, C. (2007). The benefits of facebook "friends": Social capital and college students' use of online social network sites. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 12(4), 1143-1168.
- Elosua Oliden, P. & Zumbo, B.D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901.
- Escobar-Rodríguez, T., & Monge-Lozano, P. (2012). The acceptance of Moodle technology by business administration students. *Computers & Education*, 58 (4), 1085-1093.
- Friedrich, H. F., & Hron, A. (2010). Factors Influencing Pupils' Acceptance of an E-Learning System for Secondary Schools. *Journal of Educational Computing Research*, 42(1), 63-78.
- García Jiménez, E., Gil Flores, J., & Rodríguez Gómez, G. (2000). *Análisis factorial*. Madrid: La Muralla.

- Gómez Rey, I.; Hernández García, E., & Rico García, M. (2009). Moodle en la enseñanza presencial y mixta del inglés en contextos universitarios. *RIED. Revista Iberoamericana de Educación a Distancia*, 12 (1), 169-194.
- Goyal, E., & Purohit, S. (2010). Study of Using Learning Management System in a Management Course. *SIES Journal of Management*, 6(2), 11-20.
- Hofacker, C.F. (1984). Categorical judgment scaling with ordinal assumptions. *Multivariate Behavioral Research*, 19, 91-106.
- Kirner, T.G., & Saraiva, A.V. (2007). Software Usability Evaluation: an Empirical Study. Paper presented at *Proceedings of the 9th International Conference on Enterprise Information Systems*. Funchal, Portugal, 459-465.
- Kline, R. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press.
- Klobas, J. E., & McGill, T. J. (2010). The role of involvement in learning management system success. *Journal of Computing in Higher Education*, 22(2), 114-134.
- Labovitz, S (1970). The assignment of numbers to Rank order categories. *American Sociological Review*, 35, 315-324.
- Labovitz, S. (1967). Some observations on measurement and statistics. *Social Forces*, 46, 151-160.
- Landis J.R. & Koch, G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics* (33), 159-174.
- Lévy Mangin, J.-P. (2006). *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales: temas esenciales, avanzados y aportaciones especiales*. España: Netbiblo.
- Lin, Q. (2008). Student satisfactions in four mixed courses in elementary teacher education program. *Internet and Higher Education*, 11(1), 53-59.
- López-González, E. (2012). Sugerencias para el análisis de Escalas con Métrica Delicada. *Revista Iberoamericana de Evaluación Educativa*, 5(1e), 84-105.
- López-González, E., Pérez-Carbonell, A. & Ramos, G. (2011). Modelos complementarios al análisis factorial en la construcción de escalas ordinales: un ejemplo aplicado a la medida del Clima Social Aula. *Revista de Educación*, 354, 369-397.
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530.
- Martín-Blas, T., & Serrano-Fernández, A. (2009). The role of new technologies in the learning process: Moodle as a teaching tool in Physics. *Computers & Education*, 52, 35-44.
- Martorell, C., González, R., Ordóñez, A. N. A., & Gómez, O. (2011). Estudio confirmatorio del cuestionario de conducta antisocial (CCA) y su relación con variables de personalidad y conducta antisocial. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 1(31), 97-113.
- Medina, F., & Galván, M. (2007). *Imputación de datos: teoría y práctica*. Santiago de Chile: Naciones Unidas, CEPAL, División de Estadística y Proyecciones Económicas.
- Melton, J. (2006). *The LMS Moodle: A Usability Evaluation*. Japan: Prefectural University of Kumamoto.
- Moore, K., & Iida, S. (2010). Students' perception of supplementary, online activities for Japanese language learning: Groupwork, quiz and discussion tools. *Australasian Journal of Educational Technology*, 26(7), 966-979.
- Morales Vallejo, P. (2006). *Medición de actitudes en psicología y educación. Construcción de escalas y problemas metodológicos*. Madrid: Universidad Pontificia de Comillas.
- Morales, P., Urosa, B., & Blanco, A. (2003). *Construcción de escalas de actitudes tipo Likert*. Madrid: La Muralla.

- Naveh, G., Tubin, D., & Pliskin, N. (2010). Student LMS use and satisfaction in academic institutions: The organizational perspective. *Internet and Higher Education*, 13(3), 127-133.
- Nunnally, J.C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.
- Núñez, J.C, Cerezo, R., Bernardo, A., Rosário, P., Valle, A., Fernández, E., & Suárez, N. (2011). Implementation of training programs in self-regulated learning strategies in Moodle format: Results of an experience in higher education. *Psicothema*, 23(2), 274-281
- Ozkan, S., & Koseler, R. (2009). Multi-dimensional students' evaluation of e-learning systems in the higher education context: An empirical investigation. *Computers & Education*, 53(4), 1285-1296.
- Palmer, S., y Holt, D. (2010). Students' perceptions of the value of the elements of an online learning environment: looking back in moving forward. *Interactive Learning Environments*, 18(2), 135-151.
- Peat, M., y Franklin, S. (2002). Supporting Student Learning: The Use of Computer-based 9. Formative Assesment Modules. *British Journal of Educational Technology*, 33(5), 515-523.
- Pérez i Garcias, A. (2006). Internet aplicado a la educación: aspectos técnicos y comunicativos. En J. Cabero (coord.) (2006). *Nuevas tecnologías aplicadas a la educación*. Madrid: Mc Graw Hill.
- Richardson, J., & Swan, K. (2003). Examining social presence in online courses in relation to students' perceived learning and satisfaction. *Journal of Asynchronous Learning* 6 (1), 21-40.
- Ross, I. (2008). Moodle, la plataforma para la enseñanza y organización escolar. *Ikastorratza, e-Revista de Didáctica* 2. Recuperado de http://www.ehu.es/ikastorratza/2_alea/moodle.pdf
- Rottinghaus, P. J., Larson, L. M., & Borgen, F. H. (2003). The relation of self-efficacy and interests: a meta-analysis of 60 samples. *Journal of Vocational Behavior*, 62(2), 221-236.
- Rubin, B., Fernandes, R., y Avgerinou, M. D. (2013). The effects of technology on the Community of Inquiry and satisfaction with online courses. *Internet and Higher Education*, 17, 48-57.
- Rus, T. I., Pina, F. H., Sánchez Y, J. J. M., & Martínez, O. L. (2011). Adaptación y validación de la escala de actitudes hacia el trabajo en desempleados mayores de 45 años. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 2(32), 105-122.
- Saito, D. S., & Ulbricht, V. R. (2012). Learning Managent Systems and Face-to-Face Teaching in Bilingual Modality (Libras/Portuguese). *IEEE Latin America Transactions*, 10(5), 2168-2174.
- Silva Quiroz, J. (2011). *Diseño y moderación de entornos virtuales de aprendizaje (EVA)*. Barcelona: UOC.
- Sørebø, Ø., Halvari, H., Gulli, V. F., & Kristiansen, R. (2009). The role of self-determination theory in explaining teachers' motivation to continue to use e-learning technology. *Computers & Education*, 53(4), 1177-1187.
- Soyibo, K., & Hudson, A. (2000). Effects of Computer-assisted Instruction (CAI) on 11th 8. Graders' Attitudes to Biology and CAI and Understanding of Reproduction in Plants and Animals. *Research in Science Technological Education*, 18 (2), 191-199.
- Steyaert, J. (2005). Web based higher education, the inclusion/exclusion paradox. *Journal of Technology in Human Services*, 23 (1/2), 67-68.
- Swan, K., Shea, P., Fredericksen, E., Pickett, A., Pelz, W., & Maher, G. (2000). Building Knowledge Building Communities: Consistency, Contact and Communication in the Virtual Classroom. *Journal of Educational Computing Research*, 23(4), 359-83.
- Valentine, J. C., Dubois, D. L., & Cooper, H. (2004). The relation between self-beliefs

and academic achievement: a meta-analytic review. *Educational Psychologist*, 39(2), 111-133.

Vaughan, N. (2007). Perspectives on Blended Learning in Higher Education. *International Journal on E-Learning*, 6 (1), 81-94.

Vigotsky, L. (1995). *Pensamiento y lenguaje*. Buenos Aires: Paidós.

Weaver, D., Spratt, C., & Nair, C. S. (2008). Academic and student use of a learning management system: Implications for quality. *Australasian Journal of Educational Technology*, 24 (1), 30-41.

Weller, M. (2007). *Virtual Learning Environments: using, choosing and developing your VLE*. New York: Routledge.

Williams van Rooij, S. (2012). Open-source learning management systems: a predictive model for higher education. *Journal of Computer Assisted Learning*, 28 (2), 114-125.

Yueh, H., & Hsu, S. (2008). Designing a learning management system to support instruction. *Communications of the ACM*, 51 (4), 59-63.

ABOUT THE AUTHORS / SOBRE LOS AUTORES


Olmos-Migueláñez, Susana (solmos@usal.es). Profesor Ayudante Doctor en el Área de Métodos de Investigación y Diagnóstico en Educación de la Universidad de Salamanca (España). Es la autora de contacto para este artículo. Sus áreas de interés son la e-evaluación y los procesos de evaluación formativa. Dirección postal: Paseo de Canalejas, 169 -37008, Salamanca (España). [Buscar otros artículos de esta autora en Google](#)

[Académico / Find other articles by this author in Scholar Google](#) 

Martínez-Abad, Fernando (fma@usal.es). Ayudante en el Área de Métodos de Investigación y Diagnóstico en Educación de la Universidad de Salamanca (España). Doctor en Ciencias de la Educación. Dirección postal: Paseo de Canalejas, 169 -37008, Salamanca (España). [Buscar otros artículos de este autor en Google Académico / Find](#)

[other articles by this author in Scholar Google](#) 

Torrecilla-Sánchez, Eva María (emt@usal.es). Doctora en Ciencias de la Educación por la Universidad de Salamanca (España). Miembro del Grupo de Evaluación Educativa y Orientación Educativa (GE2O) de la Universidad de Salamanca. Paseo de Canalejas, 169 -37008, Salamanca (España). [Buscar otros artículos de esta](#)

[autora en Google Académico / Find other articles by this author in Scholar Google](#) 

Mena-Marcos, Juanjo (juanjo_mena@usal.es). Profesor Ayudante Doctor en el departamento de Didáctica, Organización y Métodos de Investigación de la Universidad de Salamanca (España). Sus áreas de interés son el análisis de la práctica docente y, en especial, los procesos de reflexión, autorregulación, mentoring (tutoría de prácticas) y evaluación del Practicum. Como aspectos asociados a lo anterior, el estudio de la programación docente y las TIC como recursos de mejora profesional. Forma parte del grupo de investigación-Innovación en Tecnología Educativa de la Universidad de Salamanca (GITE-USAL). Paseo de Canalejas, 169, 37008-Salamanca (España). [Buscar otros artículos de este autor en Google Académico / Find other articles by this](#)

[author in Scholar Google](#) 

ARTICLE RECORD / FICHA DEL ARTÍCULO

Reference / Referencia	Olmos-Migueláñez, S., Martínez-Abad, F., Torrecilla-Sánchez, E. M. & Mena-Marcos, J. J. (2014). Análisis psicométrico de una escala de percepción sobre la utilidad de Moodle en la universidad. <i>RELIEVE</i> , v. 20 (2), art. 1. DOI: 10.7203/relieve.20.2.4221
Title / Título	Análisis psicométrico de una escala de percepción sobre la utilidad de Moodle en la universidad. [<i>Psychometric analysis of a perception scale on the usefulness of Moodle in the University</i>].
Authors / Autores	Olmos-Migueláñez, S., Martínez-Abad, F., Torrecilla-Sánchez, E. M. & Mena-Marcos, J. J.
Review / Revista	RELIEVE (Revista ELección de Investigación y EValuación Educativa), v. 20 n. 2
ISSN	1134-4032
Publication date / Fecha de publicación	2014 (Reception Date : 2014 May 03 ; Approval Date : 2014 July 29. Publication Date : 2014 September 30)
Abstract / Resumen	<p><i>Because of the acquired relevance of learning management systems in higher education, and the spread of the use of the Moodle platform in many academic institutions, a scale of perceived usefulness of the Moodle in this context is designed, and the psychometric validity of the scale has been tested. The aim is to provide a reliable and valid instrument to measure the students' perception about the usefulness of Moodle. The study obtained a sample of 754 subjects from the population of university students in fields of Educational Sciences. The results show that the scale evaluates the utility of the platform adequately in five dimensions: content, activities, assessment, interaction and learning. Finally, a discussion is developed about the usefulness of the scale to evaluate the usefulness of Moodle and to implement processes to improve its use in higher education institutions.</i></p> <p>Dada la importancia que los entornos virtuales de aprendizaje (<i>learning management systems</i>) han adquirido en la educación superior, y la generalización en el empleo de la plataforma <i>Moodle</i> en muchas instituciones universitarias, se diseña y se validan las cualidades psicométricas de una escala de utilidad percibida sobre el uso de <i>Moodle</i>. Se pretende aportar un instrumento válido y fiable que permita comprobar cuál es la percepción de los estudiantes sobre la utilidad de <i>Moodle</i>. De la población de estudiantes universitarios del ámbito de las Ciencias de la Educación, se obtiene una muestra de 754 sujetos. Los resultados manifiestan que la escala evalúa, adecuadamente, la utilidad de la plataforma en cinco dimensiones: contenidos, actividades, evaluación, interacción y aprendizaje. Finalmente, se discute sobre la utilidad de la escala para evaluar la utilidad de <i>Moodle</i> y para la implementación de procesos de mejora de su empleo en las instituciones de Educación Superior.</p>
Keywords / Descriptores	<i>Information and communication technologies, computer application, evaluation, factor analysis.</i> Tecnología de la información y la comunicación, aplicación informática, evaluación, análisis factorial.
Institution / Institución	Universidad de Salamanca (España)
Publication site / Dirección	http://www.uv.es/RELIEVE
Language / Idioma	Español & English version (Title, abstract and keywords in English & Spanish)

RELIEVE

Revista ELección de Investigación y EValuación Educativa
E-Journal of Educational Research, Assessment and Evaluation

[ISSN: 1134-4032]

© Copyright, RELIEVE. Reproduction and distribution of this articles it is authorized if the content is no modified and their origin is indicated (RELIEVE Journal, volume, number and electronic address of the document).

© Copyright, RELIEVE. Se autoriza la reproducción y distribución de este artículo siempre que no se modifique el contenido y se indique su origen (RELIEVE, volumen, número y dirección electrónica del documento).