



Revista de Investigación Educativa

ISSN: 0212-4068

rie@um.es

Asociación Interuniversitaria de Investigación
Pedagógica
España

Romero Medina, Agustín; Hidalgo Montesinos, Mª Dolores; González Javier, Francisca; Carrillo Verdejo, Eduvigis; Pedraja, María José; García Sevilla, Julia; Pérez Sánchez, Miguel Angel
Enfoques De Aprendizaje En Estudiantes Universitarios: Comparación De Resultados Con Los
Cuestionarios Assist Y R-Spq-2f

Revista de Investigación Educativa, vol. 31, núm. 2, junio-, 2013, pp. 375-391
Asociación Interuniversitaria de Investigación Pedagógica
Murcia, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=283328062011>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Romero Medina, Agustín; Hidalgo Montesinos, Mª Dolores; González Javier, Francisca; Carrillo Verdejo, Eduvigis; Pedraja, María José; García Sevilla, Julia; Pérez Sánchez, Miguel Angel (2013). Enfoques de aprendizaje en estudiantes universitarios: comparación de resultados con los cuestionarios ASSIST y R-SPQ-2F. *Revista de Investigación Educativa*, 31 (2), 375-391.
<http://dx.doi.org/10.6018/rie.31.2.151851>

ENFOQUES DE APRENDIZAJE EN ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS: COMPARACIÓN DE RESULTADOS CON LOS CUESTIONARIOS ASSIST Y R-SPQ-2F

Agustín Romero Medina, Mª Dolores Hidalgo Montesinos, Francisca González Javier,
Eduvigis Carrillo Verdejo, María José Pedraja, Julia García Sevilla y Miguel Angel Pérez Sánchez
Universidad de Murcia

RESUMEN

Se comparan empíricamente los enfoques de aprendizaje y estudio en una misma muestra de estudiantes universitarios a través de los dos cuestionarios más utilizados, el ASSIST y el R-SPQ-2F. Participaron 350 alumnos de todos los cursos de la titulación de Psicología. Se adaptaron ambos cuestionarios al castellano y se estudió su validez interna y su fiabilidad. Se observa un patrón de correlaciones que implica la existencia de dos grandes dimensiones diferentes entre sí: superficial y profundo-estratégico. No se aprecian diferencias por género y curso en los enfoques de aprendizaje mediante el ASSIST, aunque sí aparecen a través del R-SPQ-2F en el enfoque profundo, de tal modo que conforme avanzan los cursos y con ello la experiencia de aprendizaje y estudio, los estudiantes mejoran sus puntuaciones en enfoques profundos y constructivos. Se discuten estos resultados en función de las actuales teorías sobre enfoques de aprendizaje y estudio.

Palabras clave: Enfoques de Aprendizaje; Estrategias de Aprendizaje; Estudiantes Universitarios; Estudio.

Correspondencia:

Agustín Romero Medina. Universidad de Murcia. Facultad de Psicología. Campus de Espinardo. Aptdo. Correos 4021, 30080 Murcia (España). Correo electrónico: agusinr@um.es

APPROACHES TO LEARNING OF UNDERGRADUATE STUDENTS: A COMPARISON OF RESULTS MEASURED WITH THE ASSIST AND THE R-SPQ-2F

ABSTRACT

This study compared the approaches to learning and studying of a sample of 350 Psychology students. Approaches were measured with two of the most widely used questionnaires, namely the ASSIST and the R-SPQ-2F, which were translated into Spanish. Internal validity and reliability were analysed. A correlation pattern was identified in two dimensions: superficial and deep-strategic. No sex or year differences were found in the approaches to learning measured with the ASSIST, yet differences were found in the deep approach measured with the R-SPQ-2F. It may be argued that students in upper levels have more learning experience and achieve higher scorings in constructive and deep approach. Results are discussed in the light of current theories of approaches to learning and studying.

Keywords: Approaches to Learning; Learning Strategies; University Students; Study.

INTRODUCCIÓN

Uno de los principios básicos más citados del actual Espacio Europeo de Educación Superior (EEES) consiste en centrarse más en la perspectiva del aprendizaje del alumno que en la del profesor que enseña. La investigación sobre el aprendizaje académico, desde los años 70 del pasado siglo, ha seguido dos grandes tendencias (Martín-Cabrera, García-García, Torbay-Betancor y Rodríguez-Blanco, 2007): una principalmente psicológica y cognitiva y otra más contextual. La primera (la norteamericana, con autores como Pintrich y Weinstein) centrada en los procesos y estrategias cognitivas, metacognitivas y de autorregulación del aprendizaje, mientras que la otra (con autores europeos como Entwistle, Marton, y australianos como Biggs) propone un nuevo concepto, los “enfoques de aprendizaje de los estudiantes” (*Student Approaches to Learning, SAL*).

Con metodologías inicialmente cualitativas (Marton y Säljö, 1976a, 1976b) y después cuantitativas basadas en cuestionarios, la teoría SAL explora el aprendizaje y su contexto a partir de la propia *experiencia de aprendizaje* del estudiante (universitarios en nuestro caso), es decir, de la autopercepción que tiene de sus habilidades y estrategias de aprendizaje y estudio en su propio contexto.

En el modelo SAL se prefirió utilizar el término “enfoque” en vez de “procesos” para indicar dos cosas: (1) su *naturaleza psicológica compleja*, incluyendo factores motivacionales, intencionales o conductuales (Speth, Lee y Hain, 2005) y (2) la *dimensión relacional con el contexto* (Speth, Namuth y Lee, 2007), lo que implica que los enfoques se consideren muy modificables o adaptables al contexto, sobre todo a las exigencias académicas (Kember, Leung y McNaught, 2008), ya que los contenidos y métodos docentes y de evaluación en las asignaturas obligan a estudiar de un modo u otro. Esta dimensión relacional es bidireccional, de tal modo que además de asumir que el contexto académico influye en los enfoques de aprendizaje de los estudiantes, dichos enfoques pueden considerarse una medida indirecta de la calidad de la intervención

educativa e incluso relacionarse con el rendimiento académico (Abalde, Barca, Muñoz y Ziemer, 2009; Richardson, Abraham y Bond, 2012).

La teoría SAL ha propuesto tres enfoques principales de aprendizaje y estudio: los enfoques superficial (*surface*), profundo (*deep*) y estratégico (*strategic*). En el contexto universitario, el *enfoque profundo* consistiría en estudiar comprendiendo el significado del material que se quiere aprender y por tanto, buscando relaciones entre las ideas, reflexionando sobre los conceptos obtenidos en las clases, cuestionando lo que se lee, examinando los detalles para apoyar los argumentos que se hacen, etc. El *enfoque superficial* supondría estudiar lo mínimo necesario para ser meramente capaz de reconocer y reproducir los materiales con objeto de superar la evaluación académica (Richardson, 1994, p. 463), lo cual a veces suele llevar consigo consecuencias negativas tales como sensación de "estar perdidos" en el material de estudio y con problemas para darle sentido o ver las relaciones entre las ideas. Conceptualmente los enfoques superficial y profundo tienen su base en distinciones tales como aprendizaje superficial y aprendizaje significativo (Ausubel, 1968) o asociativo y constructivo (Pozo, 2008; Romero, 2011).

También se han propuesto otros: un enfoque *estratégico* o de *logro* (Biggs, 1976; Tait et al., 1998) y uno de motivación no académica o *apática* (Enwistle y Ramsden, 1983; Marton, Hounsell y Entwistle, 1984), aunque ambos han sido cuestionados por ser una mezcla o una parte de los dos primeros (González-Cabanach, 1997; Richardson, 1994). El enfoque estratégico no está incluido en todos los cuestionarios, y es más bien una dimensión de control procedimental, que lleva al estudiante a organizar cuidadosamente su tiempo, mantenerse motivado, no distraerse, poner mucho esfuerzo en su trabajo y estar determinado a hacerlo bien con arreglo a las demandas, aplicando enfoques profundos o superficiales según el contexto.

El desarrollo de cuestionarios (con grandes muestras de sujetos y técnicas estadísticas multivariadas) para analizar los enfoques de aprendizaje y estudio en universitarios, desde los años 80 del pasado siglo, sigue dos líneas paralelas e independientes (Entwistle, 2000, p. 179): En el Reino Unido, aparece la línea de Enwistle con el *Approaches to Studying Inventory* (ASI; Entwistle, Hanley y Hounsell, 1979; Entwistle y Rasdem, 1983), y en Australia la línea de Biggs con el *Study Process Questionnaire* (SPQ; Biggs, 1976; 1987a), traducido y adaptado al castellano por Porto-Rioboo (1994) y posteriormente por Barca-Lozano (1999).

Ambos cuestionarios han sido muy utilizados en muchos países en sus diversas versiones (Duff, 2004). Aunque tienen muchas similitudes, encontramos ligeras diferencias en su marco teórico inicial: Entwistle y su grupo, con el ASI intentaron operacionalizar los conceptos y las categorías de aprendizaje comprensivo o procedimental introducidas por Pask (1976), incorporándolos en un inventario para medir la motivación y los métodos de estudio. Por su parte, Biggs se basó en las teorías de procesamiento de la información para analizar las diferencias que muestran los estudiantes al procesar y clasificar u organizar la información.

Después de varias revisiones, la versión inicial del cuestionario ASI fue simplificada y mejorada 18 años después (ASSIST, 1997; Tait, Entwistle y McCune, 1998), dando lugar al *Approaches and Study Skills Inventory for Students* (ASSIST), traducible como "Cuestionario de Enfoques y Habilidades de Estudio para Estudiantes". Se trata de un cuestionario de 52 ítems en la versión extendida y 18 ítems en la reducida,

que ha sido muy utilizado en otros países, aunque no tanto en España (en nuestro país sí se disponía del ASI en castellano, pero no del ASSIST). El ASSIST incluye las tres dimensiones principales antes citadas: enfoque profundo, enfoque estratégico y enfoque superficial. Por un lado, el enfoque superficial y la orientación no académica quedan fundidos en el enfoque *superficial apático*. Por otro lado, el enfoque estratégico ahora se perfila mejor, haciendo referencia al objetivo por parte de los estudiantes de obtener notas altas a través del enfoque que consideren más conveniente en cada caso (profundo o superficial), trabajando eficazmente y con regularidad, organizando el tiempo y el esfuerzo para obtener los efectos máximos, todo lo cual implica también una dimensión metacognitiva o de autorregulación (Pintrich y García, 1994; Vermunt, 1998), descrita como el proceso de supervisión de la efectividad de la tarea. La fiabilidad del cuestionario original ASSIST en su forma reducida fue de .65 (coeficiente *alfa* de Cronbach) para la escala de enfoque profundo, .70 para la de enfoque superficial y .75 para la de enfoque estratégico (ASSIST, 1997).

En el año 2001 se publicó la última versión del SPQ, el *Revised Two Factor Study Process Questionnaire* o R-SPQ-2F (Biggs, Kember y Leung, 2001), que se puede traducir como “Cuestionario Revisado del Proceso de Estudio”. Este cuestionario tiene dos escalas relativas al enfoque profundo y al superficial y a su vez cada uno de ellos se subdivide en dos subcategorías: motivos y estrategias.

Es un cuestionario de aplicación muy extendida en diversos países. En España, la primera adaptación es la de Hernández-Pina, García, Martínez, Hervás y Maquilón (2002), fue denominada CPE-2F (Cuestionario de Procesos de Estudio- Dos factores) y se administró a una amplia muestra de 3861 sujetos, de 19 titulaciones diferentes de la Universidad de Murcia, de primero y último curso de carrera. En otra investigación posterior (Hernández-Pina, García y Maquilón, 2004) con 2251 estudiantes establecieron una adecuada fiabilidad (*alfa* = .68 del total de la escala). También en España se ha utilizado en diversos trabajos y con traducciones y validaciones diferentes, tales como la de De la Fuente y Martínez (2003) en diversos estudios (Berbén, Pichardo y de la Fuente, 2007; Justicia, Pichardo, Cano, Berbén y De la Fuente, 2008; etc.). Otras versiones en nuestro país son las de Recio Saucedo y Cabero (2005), Mondéjar, Vargas y Mondéjar (2007) y López-Alonso, López-Aguado, González-Millán y Fernández-Martínez (2012). En general, estas adaptaciones españolas del R-SPQ-2F han obtenido buenos valores de fiabilidad, sobre todo en las escalas principales de enfoque profundo y superficial, y algo menores en las subescalas motivación y estrategia, desaconsejándose el uso aplicado de algunas de sus subescalas (González-Geraldo, Del Rincón y Del Rincón, 2011).

OBJETIVOS DE LA PRESENTE INVESTIGACIÓN

ASSIST y R-SPQ-2F son actualmente los dos cuestionarios breves más ampliamente utilizados para evaluar de un modo cuantitativo la presencia de los enfoques de aprendizaje en universitarios. El ASSIST apenas ha sido utilizado en España mientras que el R-SPQ-2F sí se ha empleado en diversas ocasiones, con traducciones y validaciones diferentes y con objetivos de investigación también diferentes.

Sin embargo, no conocemos ninguna investigación que compare empírica y psicométricamente en una misma muestra ambos cuestionarios y nuestra hipótesis es

que dada la diferente estructura factorial, habrá diferencias en alguno de los aspectos medidos por ellos. Con el presente trabajo pretendemos responder a esas cuestiones a través de la comparación directa de los enfoques de aprendizaje y estudio evaluados en los dos cuestionarios (ASSIST y R-SPQ-2F) en una misma muestra de estudiantes universitarios, determinando así cuál podría resultar más adecuado para su uso en el ámbito universitario, teniendo en cuenta también factores de género y curso.

METODOLOGÍA

Participantes

Participaron un total de 350 estudiantes de la titulación de Psicología de la Facultad de Psicología de la Universidad de Murcia. Su distribución, según curso y género, se muestra en la Tabla 1. Cabría destacar que un 70% (245) fueron mujeres y un 30% (105) varones, con un rango de edad entre 17 y 27 años (Media, $M = 21.2$; Desviación Típica, $DT = 2.47$). Más de la mitad de los estudiantes provenían de la opción de Bachiller de Humanidades y CC Sociales (62%), un 26% de la opción de CC. de la Naturaleza y de la Salud y el resto de otras opciones.

TABLA 1
DISTRIBUCIÓN DE LOS PARTICIPANTES SEGÚN GÉNERO Y CURSO

Género		Curso						Total
		1º	2º	3º	4º	5º	NC	
Mujeres	N	68	45	76	20	27	9	245
	(%)	(27.76)	(18.37)	(31.02)	(8.16)	(11.02)	(3.67)	(70)
Varones	N	16	14	8	50	15	2	105
	(%)	(15.24)	(13.33)	(7.62)	(47.62)	(14.29)	(1.90)	(30)
Total	N	84	59	84	70	42	11	350
	(%)	(24)	(16.9)	(24)	(20)	(12)	(3.14)	

INSTRUMENTOS

Cuestionario de Aproximación al Estudio (ASSIST).- Elaborado por el Center for Teaching, Learning and Assessment de la Universidad de Edimburgo (ASSIST, 1997), en su versión reducida de 18 ítems. El formato de respuesta es una escala tipo Lickert, de valoración de cinco puntos (de 1= “totalmente en desacuerdo” a 5 = “totalmente de acuerdo”).

Una vez obtenidos los permisos para la adaptación española del cuestionario, se empleó un proceso de traducción inversa (*back-translation*) (Hambleton, 1994; Hambleton, 2005). Durante el proceso, ningún ítem fue eliminado o modificado de modo significativo respecto a los originales en inglés. No obstante, se realizaron ligeros cambios en algunos términos para asegurar una mejor comprensión de los participantes.

Cuestionario R-SPQ-2F.- Se trata de la última versión reducida (20 ítems) del SPQ (*Study Process Questionnaire*) de Biggs y colaboradores (Biggs et al., 2001) y al igual que ASSIST, analiza los enfoques de aprendizaje y estudio de estudiantes universitarios a partir de su autopercepción de sus propias habilidades y estrategias de aprendizaje en el ámbito académico universitario del curso actual en el que se halla el sujeto, sin particularizar en asignaturas concretas. El formato de respuesta también es una escala de valoración de cinco puntos (de 1 = “nunca o casi nunca es cierto” a 5 = “siempre o casi siempre es cierto”). Los 20 ítems se distribuyen en dos escalas principales de 10 ítems cada una (Enfoque Profundo, *Deep Approach, DA*; Enfoque Superficial, *Surface Approach, SA*) y cuatro subescalas (de 5 ítems cada una): Motivaciones Profundas (*Deep Motivation, DM*), Estrategias Profundas (*Deep Strategies, DS*), Motivaciones Superficiales (*Surface Motivation, SM*), Estrategias Superficiales (*Surface Strategies, SS*). La escala DA es la suma de los ítems de las subescalas DM y DS y la escala SA lo es de las subescalas SM y SS.

La versión española fue traducida directamente de la versión original por uno de los autores, experto en temas de aprendizaje, y contrastada con otras versiones disponibles en castellano (Recio Saucedo y Cabero, 2005) para que los ítems mantuvieran el mismo significado y fueran adecuados a nuestro contexto universitario.

PROCEDIMIENTO

El método de muestreo utilizado ha sido no aleatorio y accidental: los cuestionarios fueron administrados en las aulas a los alumnos de los cinco cursos de la Licenciatura de Psicología que estuvieron presentes. La participación fue voluntaria (y no recibieron recompensa por ello) y tras explicar a los alumnos el objetivo del estudio y las instrucciones, en total la administración de la prueba (con presencia de uno de los autores para atender las posibles dudas) duró unos 20 minutos.

ANÁLISIS DE DATOS

Para el análisis de los datos se empleó el programa estadístico SPSS 15.0. Tras obtener la media, desviación típica y distribución de frecuencias para cada uno de los ítems, se estudió la validez interna de cada uno de los cuestionarios, analizando: (1) su estructura dimensional mediante un Análisis de Componentes Principales (ACP) con rotación varimax (cada variable observada o ítem define conceptualmente un factor si su peso factorial es $\geq |0.30|$; si una misma variable observada satura en más de un factor se suele asignar al componente en el que tenga un mayor peso, siempre y cuando la diferencia entre esos pesos sea mayor de 0.10), y (2) la unidimensionalidad de cada una de las escalas, ajustando modelos unifactoriales confirmatorios con el método de estimación de máxima verosimilitud, utilizando el programa LISREL version 8.20 (Jöreskog & Sörbom, 1999). El ajuste del modelo se evaluó con los criterios propuestos por Hu y Bentler (1999), y con ello seleccionamos los siguientes índices de ajuste: χ^2 relativo ($\chi^2/\text{grados de libertad}$), con un valor de ajuste óptimo > 2 (Ullman, 2001), CFI (*Comparative Fit Index; Índice de Ajuste Comparativo*) > 0.95 y SRMR (*Standarized Root Mean Square Residual; Error de Aproximación Cuadrático Medio*) < 0.08 , como indicadores de buen ajuste entre el modelo hipotetizado y los datos observados.

Además, se obtuvieron datos de fiabilidad mediante el coeficiente de consistencia interna *alfa* de Cronbach, se analizaron las posibles diferencias en función de variables tales como género y curso y, por último, se establecieron las relaciones entre las escalas y subescalas de ambos cuestionarios.

RESULTADOS

Validez interna: Análisis de la dimensionalidad

Cuestionario ASSIST

De los diferentes análisis exploratorios realizados la estructura dimensional de tres factores fue la más adecuada en términos estadísticos y sustantivos (coincidiendo con la propuesta inicial de sus autores), dando cuenta de un 42.46% de la varianza total.

TABLA 2
ESTRUCTURA FACTORIAL ROTADA (ROTACIÓN = VARIMAX) PARA LOS ÍTEMES DEL
CUESTIONARIO ASSIST

Enfoque estratégico		Enfoque superficial		Enfoque profundo	
Items	Factor I	Items	Factor II	Items	Factor III
3	0.704	1	0.684	2	0.591
7	0.686	8	0.609	6	0.585
9	0.730	14	0.696	10	0.529
11	0.548	16	0.574	12	0.678
13	0.697	18	0.657	15	0.713
				17	0.516
Autovalor	2.800		2.439		2.405
% de Varianza Explicado	15.553		13.549		13.360

La estructura factorial se muestra en la Tabla 2. En ella encontramos que el primer factor estaría vinculado con un *enfoque estratégico*, siguiendo la denominación original de los autores del cuestionario. El segundo factor parece hacer referencia al enfoque *superficial apático*, según la terminología del estudio original, es decir, relacionado con el desinterés y con la sensación de incapacidad para el estudio. El tercer factor claramente se relaciona con el *enfoque profundo*.

Por último, los ítems 4 y 5 (relativos a enfoques superficiales por estudiar para una determinada calificación) fueron eliminados para análisis posteriores pues presentaron cargas factoriales menores de 0.30.

Respecto a la unidimensionalidad, el modelo factorial confirmatorio de tres dimensiones ($\chi^2/g.l.= 337.908/103 = 3.28$; CFI=0.89; SRMR= 0.11) ajustó mejor que el modelo unidimensional ($\chi^2/g.l.= 610.27/104 = 5.87$; CFI=0.78; SRMR=0.12), quedándose cerca del límite aceptable.

Cuestionario R-SPQ-2F

En el ACP se mostró la existencia de un factor en cada una de las cuatro subescalas, evidenciando así su unidimensionalidad, tal y como ocurrió en la investigación original de Biggs et al. (2001) y en contra de la inconsistencia interna mostrada por otros –por ejemplo, González-Gerardo et al. (2011)–. En la Tabla 3 podemos observar que el porcentaje de varianza explicado varía entre el 36.4% para el primer factor de los ítems de la subescala Estrategia Superficial (*Surface Strategic*, SS) y el 40.6% para el primer factor de la subescala Estrategia Profunda (*Deep Strategic*, DS).

TABLA 3
ESTRUCTURA FACTORIAL PARA LOS ÍTEMES DEL CUESTIONARIO R-SPQ-2F

Subescala DM*		Subescala DS*		Subescala SM*		Subescala SS*	
Ítems	Factor I	Ítems	Factor II	Ítems	Factor III	Ítems	Factor IV
1	0.663	2	0.375	3	0.703	4	0.565
5	0.534	6	0.680	7	0.773	8	0.521
9	0.696	10	0.536	11	0.462	12	0.677
13	0.725	14	0.798	15	0.705	16	0.592
17	0.404	18	0.709	19	0.280	20	0.646
Autovalor	1.899		2.031		1.881		1.818
% de Varianza Explicado	37.98%		40.61%		37.62%		36.36%

* DM: Deep Motivation (Motivacional Profundo); DS: Deep Strategic (Estratégico Profundo); SM: Surface Motivation (Motivacional Superficial); SS: Surface Strategies (Estratégico Superficial).

Además, tal y como hicieron los autores de la escala original, se evaluó la unidimensionalidad de las escalas y subescalas ajustando modelos unifactoriales confirmatorios. Los resultados indican un buen ajuste de los modelos unidimensionales en las escalas principales DA ($\chi^2/g.l.= 104.417/35=2.98$; CFI = 0.91, SRMR = 0.05) y SA ($\chi^2/g.l.= 157.135/35=4.49$; CFI = 0.91, SRMR = 0.08) y en las subescalas DM y DS ($\chi^2/g.l.= 17.96/5=3.59$; CFI = 0.96, SRMR = 0.04) y SM ($\chi^2/g.l.= 11.49/5=2.30$; CFI = 0.97, SRMR = 0.04), similares a los obtenidos por los autores (Biggs et al., 2001). Sin embargo, para la subescala SS el ajuste se podría considerar sólo moderado ($\chi^2/g.l.= 29.74/5=5.95$; CFI = 0.85, SRMR = 0.06), con lo cual coincidimos con investigaciones posteriores a la inicial de Biggs et al. (2001), tales como Duff y McKinstry (2007), Justicia et al. (2008) y González-Gerardo et al. (2011) acerca de la dudosa operatividad de las subescalas, especialmente SM y SS.

Análisis de la fiabilidad

Para el cuestionario ASSIST, el coeficiente *alfa* de Cronbach para el Factor I (enfoque estratégico) fue de .74 (número de ítems = 5), para el Factor II (enfoque superficial

apático) fue de .68 (número de ítems = 5), y para el Factor III (enfoque profundo) fue de .65 (número de ítems = 6). De acuerdo con la clasificación establecida por Prieto y Muñiz (2000) respecto a la fiabilidad de las puntuaciones de un test, ésta fue adecuada para el Factor I y el Factor II, y parcialmente adecuada para el Factor III, al igual que en estudios previos (Speth et al., 2007).

Para el cuestionario R-SPQ-2F, los coeficientes de consistencia interna fueron valores adecuados para las puntuaciones en las escalas de enfoque profundo (DA) ($\alpha = .73$) y enfoque superficial (SA) ($\alpha = .71$). Por subescalas, el coeficiente α de Cronbach para DM fue de .57, para DS de .63, para SM de .53 y de .55 para la subescala SS. Estos valores de fiabilidad fueron parcialmente adecuados, aunque similares a los obtenidos por los autores de la escala original (DM: .62, DS: .63, SM: .72, SS: .57, excepto para la subescala SM donde la fiabilidad de la versión original fue de .72, algo mayor que el valor en este estudio (.53).

Relaciones entre las puntuaciones de los cuestionarios ASSIST y R-SPQ-2F

Dado el elevado tamaño muestral, casi todas las correlaciones entre las puntuaciones de las diferentes subescalas de los dos cuestionarios fueron estadísticamente significativas (ver Tabla 4), por lo que se ha utilizado el tamaño del efecto (TE) de estas relaciones según los criterios de Cohen (1988): TE pequeño cuando la correlación es menor o igual que .10, medio cuando está en torno a .30 y grande cuando es igual o mayor que .50 (Cohen, 1988; Lipsey y Wilson, 2001).

En términos generales, observamos que:

- Hay correlación negativa entre las escalas de enfoque profundo y de enfoque superficial dentro de cada cuestionario, significativa en R-SPQ-2F entre escalas

TABLA 4

CORRELACIONES DE PEARSON ENTRE LAS ESCALAS DE LOS CUESTIONARIOS ASSIST Y R-SPQ-2F

	Cuestionario ASSIST			Cuestionario R-SPQ-2F					
	F.I	F.II	F.III	DA	SA	DM	DS	SM	SS
F.I (enf. estratégico)									
F.II (enf. superficial)	-.309*								
F.III (enf. profundo)	.212*	-.124*							
DA (enfoque prof.)	.367*	-.254*	.405*						
SA (enfoque superf.)	-.304*	.380*	-.186*	-.299*					
DM (motiv. prof.)	.347*	-.259*	.387*	.871*	-.261*				
DS (estrat. prof.)	.298*	-.190*	.325*	.885*	-.264*	.542*			
SM (motiv. superf.)	-.362*	.363*	-.152*	-.236*	.877*	-.222*	-.193*		
SS (estrat. superf.)	-.186*	.314*	-.177*	-.293*	.900*	-.241*	-.273*	.580*	

Nota: * Correlaciones significativas, $p < .01$

En negrita: tamaño del efecto alto. En cursiva: tamaño del efecto bajo. Resto: tamaño del efecto medio.

principales y subescalas, aunque con bajo tamaño del efecto en ASSIST; también significativa entre las escalas principales de los dos cuestionarios. Esta relación negativa profundo-superficial sería en principio compatible con el modelo bipolar u ortogonal entre ambos enfoques, señalado por distintos autores (Kember, 2000; Hernández-Pina et al., 2002; Hernández-Pina, Rosário, Cuesta, Martínez Clares y Ruiz Lara, 2006; Duff y McKinstry, 2007).

- Las escalas de enfoque profundo y las de enfoque estratégico correlacionan positivamente, tanto dentro de cada cuestionario como entre ambos, y tanto en escalas como en subescalas.
- Las escalas de enfoque estratégico correlacionan también negativamente con el enfoque superficial, tanto en ASSIST como en R-SPQ-2F en escalas y subescalas.
- En la muestra general de sujetos, es decir, sin considerar variables de edad, género y curso, habría pues dos grandes dimensiones diferentes entre sí: superficial y profundo-estratégico

En la Figura 1 observamos las puntuaciones promedio (de 1 a 5) en todas las escalas y subescalas de ambos cuestionarios. Se aprecian unos promedios más altos en ASSIST que en R-SPQ-2F en enfoques profundos (3.69 frente a 2.76, siendo significativa esta diferencia con una $t(349) = 26.48, p < .000$), superficiales (2.82 – 2.36, $t(349) = 10.78, p < .000$), y estratégicos (FI estratégico – DS, 3.63 – 2.53, $t(349) = 23.59, p < .000$; FI estratégico – SS, 3.63 – 2.62, $t(349) = 16.58, p < .000$).

También hay una clara y significativa asimetría entre enfoques profundos y superficiales en los dos cuestionarios, siempre con mayor puntuación en los enfoques profundos que en superficiales (En ASSIST: 3.69 - 2.82, $t(349) = 14.191, p < .000$; en R-SPQ-2F: 2.7 - 2.3, $t(349) = 7.89, p < .000$).

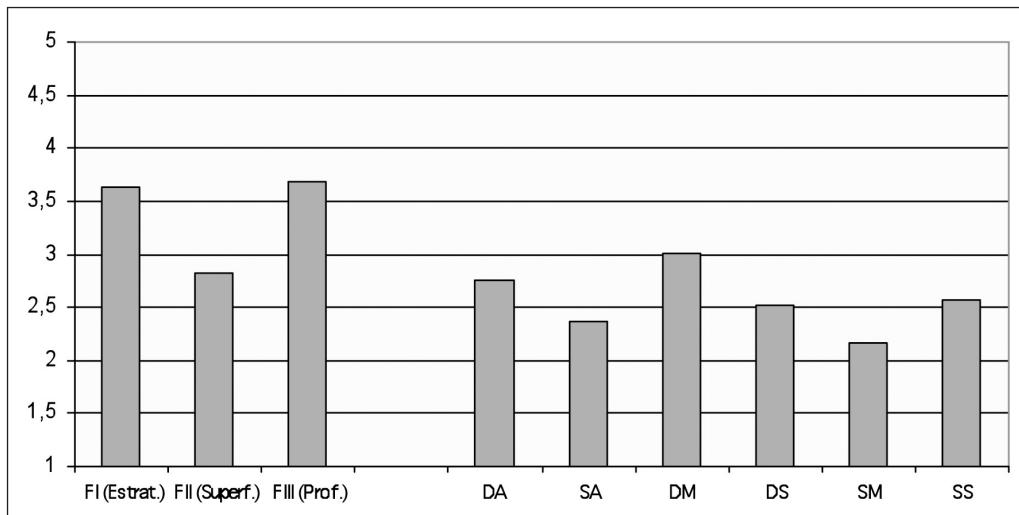


FIGURA 1
PUNTUACIONES PROMEDIOS EN LAS ESCALAS DE ASSIST (FI, FII Y FIII) Y LAS ESCALAS Y SUBESCALAS DE R-SPQ-2F (DA, SA, DM, DS, SM Y SS).

Sin embargo, ambos cuestionarios difieren en los enfoques estratégicos pues en ASSIST el enfoque estratégico es puntuado similar al profundo (3.6, y una t (349) = 0.146, $p = .884$) mientras que en R-SPQ-2F se mantiene en una posición intermedia entre profundo y superficial (véanse las subescalas estratégicas DS y SS). Al comparar las subescalas estratégicas (DS, SS) entre sí vemos que no difieren (t (349) = -1.46, $p = .145$) pero a diferencia del ASSIST, sí lo hacen con la escala de enfoque profundo (DA) (DA-DS, t (349) = 14.205, $p < .000$; DA-SS, t (349) = 3.345, $p < .001$), con lo cual probablemente los enfoques estratégicos son algo diferente en ambos cuestionarios: en ASSIST más vinculado al enfoque profundo y en R-SPQ-2F más intermedio, aplicable indistintamente a enfoques profundo o superficial. Sin embargo, las subescalas motivacionales sí que muestran y acentúan las diferencias con una mayor preferencia de motivaciones profundas (DM) que superficiales (SM) (2.9 frente a 2.5 con una t (349) = 13.488, $p < .000$).

Influencia de las variables género y curso en ambos cuestionarios

No se encontraron diferencias estadísticamente significativas en función de la variable género, ni en función de la variable curso en el cuestionario ASSIST, pero sí en el R-SPQ-2F. En este caso, como se observa en la Figura 2 para la variable género, se encontraron diferencias significativas (utilizando ANOVAs factoriales mixtos enfoques * género) al comparar las escalas de enfoque profundo (DA) y superficial (SA), de modo que chicos y chicas obtienen más alta puntuación en DA ($F(1, 348) = 40.764$, $p < .000$, con un 10.5% de varianza explicada), pero además las chicas obtienen más altas puntuaciones en la escala de enfoque profundo (DA) que los chicos y ocurre lo contrario en la escala de enfoque superficial (SA) ($F(1, 348) = 4.913$, $p < .027$, con un escaso 0.14% de varianza explicada). Algo muy parecido nos encontramos al comparar las subescalas de enfoque profundo motivacionales (DM) y estratégicas (DS) y las dos subescalas motivacionales (DM y SM). Sin embargo, se invierte totalmente la tendencia con las escalas de enfoques superficiales: aquí los chicos puntúan más alto que las chicas en motivación superficial (SM) e igual en estrategia superficial (SS) ($F(1, 348) = 4.646$, $p < .032$, con un 0.13% de varianza explicada).

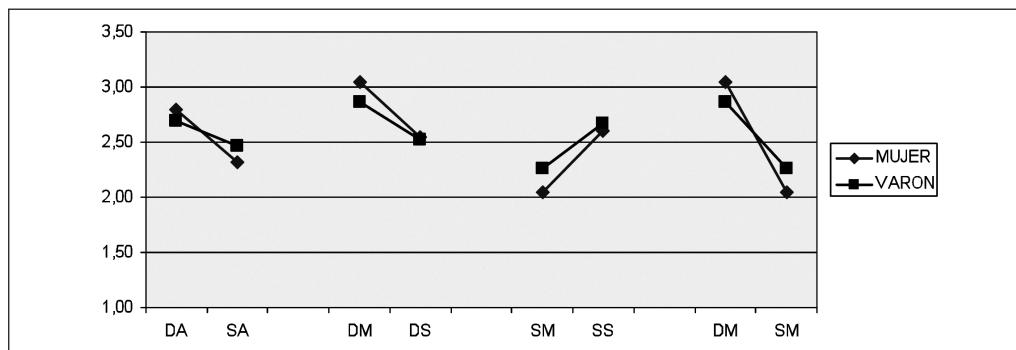


FIGURA 2
INTERACCIONES SIGNIFICATIVAS ENFOQUES * GÉNERO EN ESCALAS Y SUBESCALAS DEL CUESTIONARIO R-SPQ-2F.

También se encontraron diferencias estadísticamente significativas en función de la variable *curso* para las escalas DM ($F(4, 334) = 2.521, p = .041$), DS ($F(4, 334) = 3.3, p = .011$) y DA ($F(4, 334) = 3.078, p = .016$). En general, la tendencia encontrada evidencia estabilidad a lo largo de los cursos en enfoques superficiales y estratégicos e incremento a lo largo de los cursos en enfoque profundo, con una diferencia significativa sólo entre primero y quinto (comparación *post-hoc* de Tukey) en la variable DS ($d = -0.62$) y entre segundo curso y tercer curso en la variable DM ($d = -0.49$); y también los enfoques estratégicos se sitúan en una posición intermedia, como se puede ver en la Figura 3.

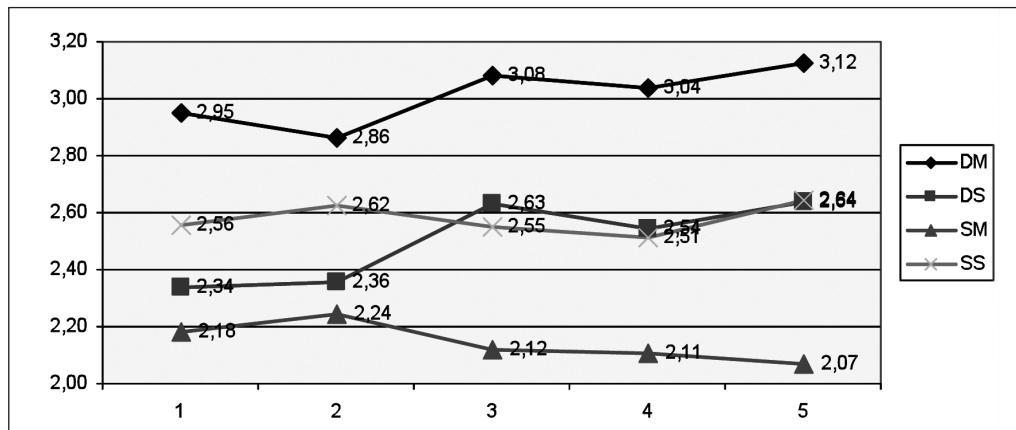


FIGURA 3
DISTRIBUCIÓN DE LAS PUNTUACIONES PROMEDIO EN LAS SUBESCALAS DEL R-SPQ-2F
A LO LARGO DE LOS CINCO CURSOS DE LA LICENCIATURA DE PSICOLOGÍA (N=350).

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

En conjunto y por separado, nuestra adaptación de ambos cuestionarios cumple con los mismos requisitos psicométricos que las escalas originales y otras adaptaciones al castellano, tanto en la validez interna o dimensionalidad como en la fiabilidad. Sólo vemos una diferencia en fiabilidad en la subescala SM (motivación superficial) del R-SPQ-2F, que en nuestro caso es más baja (.53) que la del estudio original (.72), aunque por encima de la obtenida en la adaptación española de Recio Saucedo y Cabero (2005), que fue de .49.

Cuando comparamos la estructura factorial de ambas escalas, vemos que no coinciden ni en los estudios originales, ni en las otras adaptaciones ni en la nuestra: la escala ASSIST propone tres factores y la escala R-SPQ-2F cuatro, combinando profundo o superficial con estratégico o motivacional. En ambas se juega con los conceptos superficial, profundo y estratégico, pero si en ASSIST aparecen las tres por separado, en R-SPQ-2F tenemos los mismos factores, profundo y superficial, pero la dimensión estratégica aparece como una parte de ambas (junto con la motivacional). Como vemos en nuestro análisis comparativo, el factor estratégico en ASSIST correlaciona positiva-

mente sobre todo con las subescalas de enfoque profundo, ya sea estratégico (DS) o motivacional (DM) y sin embargo correlaciona negativamente con el enfoque estratégico superficial (SS); es decir, el concepto “estrategia” significa cosas diferentes en ambas escalas. En ASSIST probablemente la dimensión estratégica está sólo orientada a la dimensión profunda y en relación con habilidades de autorregulación mientras que en R-SPQ-2F sería más completa y orientada en las dos dimensiones: (1) superficial o pragmática (para el estudiante sería pensar que “con aprobar me basta y me limito a estudiar sólo lo imprescindible”) aplicando técnicas de estudio rutinarias y asociativas y (2) profunda o autorregulada (el estudiante se planifica y busca todo tipo de recursos para comprender a fondo la información y para elegir de modo flexible los enfoques y estrategias necesarios para aprender). Esta doble dimensión de las estrategias (rutinarias y autorreguladas) es quizás más acertada pues se encuentra en las tendencias más recientes del aprendizaje (véase Pozo, 2008; Romero, 2011) y por eso el R-SPQ-2F sería más adecuado que el ASSIST para el enfoque estratégico.

Por otra parte, en el ASSIST, el enfoque superficial no es exactamente igual que en R-SPQ-2F pues el primero añade el lado negativo “apático” de desinterés o desmotivación por los estudios, mientras que en R-SPQ-2F es un superficial estratégico o, si se quiere, un superficial pragmático, entendido solamente como interés por aprobar con el mínimo estudio posible o también, aprender como medio obligado para otros fines (Hernández-Pina et al., 2002). Así pues, R-SPQ-2F parece perfilar mejor estas dos dimensiones del enfoque superficial (que en ASSIST aparecen en un único factor superficial), aunque la escasa fiabilidad en una de las subescalas (SM), los problemas de ajuste al modelo en las subescalas superficiales y la escasa validez de las subescalas evidenciada por Justicia et al. (2008) tampoco nos permiten llegar a afirmaciones concluyentes al respecto, dejando estos aspectos para investigaciones ulteriores.

Tampoco ambos cuestionarios son igualmente sensibles para detectar posibles diferencias de género o curso en enfoques de aprendizaje y estudio: la escala ASSIST no permite apreciar diferencias de este tipo y la escala R-SPQ-2F sí nos muestra ciertas diferencias, aunque sean más bien pequeñas en género y algo más importantes en curso. Estas diferencias en género van en la línea de otros estudios como los de Hernández-Pina (2008) y López-Alonso et al. (2012) –con una media más alta en enfoques profundos para mujeres y más alta en enfoques superficiales para hombres–, no obstante, se trata más bien de una tendencia que habría que corroborar en estudios posteriores (en nuestros datos el tamaño del efecto es bajo).

Los datos con el R-SPQ-2F son más consistentes en la variable *curso* para los enfoques profundos, tanto en la escala global como en las subescalas motivación (DM) y estrategia (DS). Encontramos que las diferencias son solamente significativas (y con un considerable tamaño del efecto) entre primero y quinto curso. En contra de evidencias anteriores contradictorias (Hernández-Pina, 2008) y de modo similar a López-Alonso et al. (2012) en estudiantes de enfermería (tres cursos), en nuestro caso, a curso más alto, y por tanto a mayor experiencia en el aprendizaje y el estudio, mayor es la puntuación en los enfoques profundos de aprendizaje, aunque sería necesario quizás un estudio longitudinal para controlar sesgos derivados de los diseños intersujetos (por ejemplo, es posible que alumnos con enfoques superficiales se vayan quedando atrás, repitan curso y por tanto por eso haya más frecuencia de alumnos con enfoques profundos y

estratégicos en los últimos cursos) y para controlar variables de contexto de la titulación (utilizando sujetos de diferentes titulaciones).

La comparación de los dos instrumentos en esta investigación evidencia una eficacia similar para detectar enfoques superficiales y profundos en los estudiantes (aunque ASSIST muestra diferencias mayores entre ambos) o incluso distinguir aspectos del enfoque profundo (estrategia *vs.* capacidad, en el ASSIST), de modo que cualquiera de los dos instrumentos se puede utilizar con garantías para este tipo de cuestiones, aunque lo mejor sería crear un instrumento integrador.

También quizás habría que avanzar y reorientar el planteamiento teórico y metodológico para esclarecer mejor la relación entre el aprendizaje y su contexto. La misma teoría SAL advierte acerca de la inestabilidad o variabilidad de los enfoques de aprendizaje en función de variables contextuales tales como tipo de titulación, métodos de enseñanza o evaluación, por ejemplo.

Por otra parte, no está claro que la correlación negativa entre enfoques profundo y superficial evidencie un modelo de bipolaridad u ortogonalidad. Es decir, se deberá profundizar en los aspectos teóricos del constructo superficial-profundo y del rutinario-estratégico a la luz de las últimas investigaciones al respecto. Por ejemplo, Paakkari, Tynja y Kannas (2011) o González Geraldo et al. (2011) cuestionan críticamente la distinción superficial-profundo como si fueran extremos de una balanza o un nivelador y más bien proponen una distinción en los términos metafóricos de las *matrioskas* rusas, esto es, el enfoque superficial como supeditado al enfoque profundo o como un estadio inicial y básico del mismo. En nuestra opinión, la capa externa de la *matrioska* no es profunda sino estratégica: lo que parece tener el aprendiz es un aprendizaje estratégico, más o menos desarrollado, y que le permite elegir enfoques superficiales o profundos según la demanda del contexto.

BIBLIOGRAFÍA

- Abalde Paz, E.; Barca Lozano, A.; Muñoz Cantero, J.M., & Ziemer, M.F. (2009). Rendimiento académico y enfoques de aprendizaje: una aproximación a la realidad de la enseñanza superior brasileña en la Región Norte. *Revista de Investigación Educativa*, 27(2), 303-319.
- ASSIST (1997). *Approaches and Study Skills Inventory for Students*. Edinburgh: Centre for Research on Learning and Instruction, University of Edinburgh.
- Ausubel, D. P. (1968). *Educational Psychology: a cognitive view*. New York: Holt, Rinehart & Winston.
- Barca Lozano, A. (1999). *Manual del Cuestionario de Procesos de Estudio y Aprendizaje (CEPEA)*. A Coruña: Revista Galego-Portuguesa de Psicoloxía e Educación.
- Berbén, A. B. G.; Pichardo, M. C., & de la Fuente, J. (2007). Relaciones entre preferencias de enseñanza y enfoques de aprendizaje de los universitarios. *Infancia y Aprendizaje*, 30, 537-550.
- Biggs J. B.; Kember, D., & Leung, D. (2001). The revised two factor study process questionnaire: R-SPQ-2F. *British Journal of Educational Psychology*, 71, 133-149.
- Biggs, J. B. (1976). Dimensions of study behaviour: Another look at ATI. *British Journal of Educational Psychology*, 46, 68-80.

- Biggs, J. B. (1987a). *Student Approaches to Learning and Studying*. Melbourne: Australian Council for Educational Research.
- Biggs, J. B. (1987b). *Study Process Questionnaire (SPQ)*. Hawthorn, Victoria: Australian Council for Educational Research.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NY, Erlbaum.
- De la Fuente, J., & Martínez, J. M. (2003). *Cuestionario revisado del proceso de estudio*. Versión castellana. Universidad de Almería, no publicado.
- Duff, A. (2004). The revised approaches to studying inventory and its use in management education. *Active learning in Higher Education*, 5(1), 56-72. Recuperado de <http://alh.sagepub.com/content/vol5/issue1/>
- Duff, A., & McKinstry, S. (2007). Students' Approaches to learning. *Issues in Accounting Education*, 22(2), 183-214.
- Entwistle, N. J. (2000). Approaches to studying and levels of understanding: The influences of teaching and assessment. En John C. Smart y William G. Tierney (Eds.), *Higher education: Handbook of theory and research*. (pp. 156-218). New York: Springer.
- Entwistle, N. J., & Ramsden, P. (1983). *Understanding student learning*. London: Croom Helm.
- Entwistle, N. J., & Tait, H. (1994). *The Revised Approaches to Studying Inventory*. Edinburgh: Centre for Research on Learning and Instruction, University of Edinburgh.
- Entwistle, N. J.; Hanley, M., & Hounsell, D. J. (1979). Identifying distinctive approaches to studying. *Higher Education*, 8, 365-380.
- González Cabanach, R. (1997). Concepciones y enfoques de aprendizaje. *Revista de Psicodidáctica*, nº 4, 5-39. En <http://alweb.ehu.es/revista-psicodidactica/historico/1997/19970401.pdf>
- González Geraldo, J. L.; Del Rincón Igea, B., & Del Rincón Igea, D. A. (2011). Estructura latente y Consistencia interna del R-SPQ-2F: Reinterpretando los enfoques de aprendizaje en el EEES. *Revista de Investigación Educativa*, 29(2), 277-294.
- Hambleton, R. K. (1994). Guidelines for adapting educational and psychological test: A progress report. *European Journal of Psychological Assessment*, 10, 229-244.
- Hambleton, R. K. (2005). Issues, designs, and technical guidelines for adapting tests into multiple languages and cultures. In R.K. Hambleton, P.F. Merenda, and C.D. Spielberger (Eds.), *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment*. USA: LEA.
- Hernández-Pina, F. (2008). Las diferencias de género en los enfoques de aprendizaje. En C. Jiménez Fernández y G. Pérez Serrano (Coords.), *Educación y género. El conocimiento invisible* pp. 295-339). Valencia: UNED/ Tirant lo Blanch.
- Hernández-Pina, F.; García Sanz, M. P., & Maquilón Sánchez, J. (2004). Análisis del Cuestionario de Procesos de Estudio-2 Factores de Biggs en estudiantes universitarios españoles. *Revista Fuentes*, 6, 96-114.
- Hernández-Pina, F.; García, M. P.; Martínez, P.; Hervás, R. S., & Maquilón, J. (2002). Consistencia entre motivos y estrategias de aprendizaje en estudiantes universitarios. *Revista de Investigación Educativa*, 20(2), 487-510. En <http://revistas.um.es/rie/article/view/99031/94621>
- Hernández-Pina, F.; Rosário, P.; Cuesta, J. D.; Martínez Clares, P. & Ruiz Lara, E. (2006). Promoción del aprendizaje estratégico y competencias de aprendizaje en estudiantes

- de primero de universidad: evaluación de una intervención. *Revista de Investigación Educativa*, 24(2), 615-632.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cut-off criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1999). *LISREL 8.20*. Scientific Software International, Chicago, IL.
- Justicia, F.; Pichardo, M. C.; Cano, F.; Berbén, A. B. G., & 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.
- Kember, D. (2000). Misconceptions about learning approaches, motivation and study practices of Asian students. *Higher Education*, 40, 99-121.
- Kember, D.; Leung, D., & McNaught, C. (2008). A workshop activity to demonstrate that approaches to learning are influenced by the teaching and learning environment. *Active Learning in Higher Education*, 9(1), 43-56.
- Lipsey, M., & Wilson, D. (2001). *Practical Meta-analysis*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- López Alonso, A. I.; López-Aguado, M.; González-Millán, I., & Fernández Martínez, M. E. (2012). El ocio y los enfoques de aprendizaje en estudiantes universitarios. *Revista de Investigación Educativa*, 30(1), 53-70.
- Martín Cabrera, E.; García García, L. A.; Torbay Betancor, A., & Rodríguez Blanco, T. (2007). Estructura factorial y fiabilidad de un cuestionario de estrategias de aprendizaje en universitarios: CEA-U. *Anales de Psicología*, 23(1), 1-6.
- Marton, F., & Säljö, R. (1976a). On qualitative differences in learning: I. Outcome and process. Symposium: Learning processes and strategies. *British Journal of Educational Psychology*, 46, 4-11.
- Marton, F., & Säljö, R. (1976b). On qualitative differences in learning: II. Outcome as a function of the learner's conception of the task. Symposium: Learning processes and strategies. *British Journal of Educational Psychology*, 46, 115-127.
- Marton, F.; Hounsell, D. J., & Entwistle, N. J. (Eds.) (1984). *The experience of learning*. Edinburgh: Scottish Academic Press.
- Mondéjar, J.; Vargas, M., & Mondéjar, J. A. (2007). Impacto del uso del e-learning en las actitudes hacia la estadística. *Revista Latinoamericana de Tecnología Educativa*, 6 (2), 31-47. En <http://campusvirtual.unex.es/cala/editio/>
- Paakkari, L.; Tynja, P., & Kannas, L. (2011). Critical aspects of student teachers' conceptions of learning. *Learning and Instruction*, 21, 705-714.
- Pask, G. (1976). Styles and strategies of learning. *British Journal of Educational Psychology*, 46, 128-148.
- Pintrich, P., & Garcia, T. (1994). Self-regulated learning in college students: Knowledge, strategies, and motivation. In P. R. Pintrich, D. R. Brown, and C. E. Weinstein (Eds.), *Students motivation, cognition, and learning: Essays in honor of Wilbert J. McKeachie*, (pp.113-133). Hillsdale, N.J.: Lawrence Earlbaum Associates.
- Porto Rioboo, A. (1994). *Las aproximaciones al proceso de aprendizaje en estudiantes universitarios*. Tesis Doctoral no publicada. Universidad de Santiago de Compostela. Facultad de Psicología.

- Pozo, J.I. (2008). *Aprendices y maestros. La nueva cultura del aprendizaje*. Madrid: Alianza.
- Prieto, G., & Muñiz, J. (2000). Un modelo para evaluar la calidad de los tests utilizados en España. *Papeles del Psicólogo*, 77, 65-75.
- Recio Saucedo, M. A., & Cabero, J. (2005). Enfoques de aprendizaje, rendimiento académico y satisfacción de los alumnos en formación en entornos virtuales. *Pixel-Bit*, nº 25, enero. En <http://www.sav.us.es/pixelbit/pixelbit/articulos/n25/n25art/art2510.htm> 25-3-2010.
- Richardson, J. T. E. (1994). Cultural Specificity of Approaches to Studying in Higher Education: A Literature Survey. *Higher Education*, 27, 449-468.
- Richardson, M.; Abraham, C., & Bond, R. (2012). Psychological correlates of university students' academic performance: A systematic review and meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 138(2), 353-387. doi:10.1037/a0026838
- Romero, A. (2011). Aprendizaje cognitivo y/o complejo. En A. Puente (Ed.), *Psicología contemporánea básica y aplicada* (pp. 320-345). Madrid: Pirámide.
- Speth, C. A.; Namuth, D. M., & Lee, D. J. (2007). Using the ASSIST Short Form for Evaluating an Information Technology. *Informing Science Journal*, 10. En <http://inform.nu/Articles/Vol10/ISJv10p107-119Speth104.pdf>
- Speth, C.; Lee, D., & Hain, P. (2005). Get an ASSIST and Support Your Students' Learning Online. *19th Annual Conference on Distance Teaching and Learning*. University of Wisconsin, Madison. En http://www.uwex.edu/disted/conference/Resource_library/handouts/03Info_H21.pdf
- Tait, H.; Entwistle, N. J., & McCune, V. (1998). ASSIST: A Re-conceptualization of the Approaches to Studying Inventory. En C. Rust (Ed.), *Improving students as learners*. Oxford: Oxford Brookes University, The Oxford Center for Staff and Learning Development.
- Ullman, J. B. (2001). Structural equation modelling. En B. G. Tabachnick & L. S. Fidell (Eds.), *Using multivariate statistics* (pp. 653-771). Needham Heights, MA: Allyn & Bacon.
- Vermunt, J. (1998). The regulation of constructive learning processes. *The British Journal of Educational Psychology*, 68(2), 149-171.

Fecha de recepción: 30 de abril de 2012.

Fecha de revisión: 30 de abril de 2012.

Fecha de aceptación: 17 de junio de 2012.