



Adaptación española de la Escala de Interés en Estudiantes Universitarios. Estructura factorial, fiabilidad y validez

Facundo Froment

Universidad de Extremadura

Mail: facundofroment@unex.es

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2337-3032>

Manuel de-Besa Gutiérrez

Universidad de Cádiz

Mail: manuel.debesa@uca.es

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1552-2664>

Javier Gil Flores

Universidad de Sevilla

Mail: jflores@us.es

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0755-4367>

RESUMEN

El interés académico constituye una variable que incide en el proceso de aprendizaje del alumnado. Sin embargo, no se han encontrado instrumentos que midan el interés del alumnado universitario en el contexto español. Por ello, el objetivo de este estudio ha consistido en adaptar y validar al español la Escala de Interés en Estudiantes (Mazer, 2012). En la investigación han participado 447 estudiantes de los Grados de Educación Infantil y Primaria de la Universidad de Cádiz. Los resultados del análisis factorial confirmatorio apoyan tanto la estructura bifactorial propuesta en el modelo original como la solución unifactorial. Asimismo, la escala presenta una fiabilidad adecuada al obtener valores satisfactorios de alfa de Cronbach y omega de McDonald y evidencias de validez convergente con la motivación y satisfacción académica. Se concluye que la Escala de Interés en Estudiantes presenta adecuadas propiedades psicométricas para evaluar el interés académico del alumnado universitario en el aula.

Palabras clave: Adaptación, estudiantes universitarios, interés académico, propiedades psicométricas, validación.

Spanish adaptation of the Student Interest Scale. Factor structure, reliability and validity

ABSTRACT

Academic interest constitutes a variable that affects the learning process of students. However, no instruments have been found that measure the interest of university students in the Spanish context. Therefore, the objective of this study was to adapt and validate the Student Interest Scale (Mazer, 2012) into Spanish. Four hundred and forty-seven students from the Early Childhood and Primary Education Degrees at the University of Cádiz participated in the research. The results of the confirmatory factor analysis support both the bifactor structure proposed in the original model and the unifactor solution. Likewise, the scale presents adequate reliability by obtaining satisfactory values of Cronbach's alpha and McDonald's omega and evidence of convergent validity with motivation and academic satisfaction. It is concluded that the Student Interest Scale presents adequate psychometric properties to evaluate the academic interest of university students in the classroom.

Keywords: Adaptation, university students, academic interest, psychometric properties, validation.



1. Introducción

La atención que genera para la comunidad científica la medición de variables relacionadas con el comportamiento de los estudiantes en el contexto académico queda justificada en el impacto que tiene en el aprendizaje, el rendimiento académico y la persistencia en sus estudios. Entre las variables que se asocian con la motivación de los estudiantes en el contexto académico destaca el interés académico. Se ha evidenciado que el interés académico mejora los procesos de enseñanza-aprendizaje al contribuir a una mayor atención y concentración de los estudiantes en sus tareas académicas (Krapp *et al.*, 1992; Pekrun, 2000), llegando a evidenciarse en distintos estudios el poder predictivo que posee sobre el aprendizaje del alumnado (Bolkan y Griffin, 2018; Mazer, 2013c). Asimismo, estudios previos señalan que aquellos estudiantes que se muestran interesados hacia sus tareas académicas desarrollan un mejor rendimiento académico (Rotgans y Schmidt, 2011) y una mayor persistencia en sus estudios académicos (Ainley *et al.*, 2002).

Según el Ministerio de Universidades (2023), existe un porcentaje preocupante de estudiantes que no logran terminar sus estudios universitarios. En este sentido, datos recientes revelan que el 33,2% de los estudiantes que comenzaron titulaciones en universidades españolas en el curso 2016-2017 terminaron abandonando sus estudios. Por tanto, se considera el interés académico una variable relevante de estudio en el ámbito universitario ya que, cuando los estudiantes están interesados en los contenidos tratados en clase, se involucran más en su proceso de aprendizaje (Alexander *et al.*, 1994).

1.1. Interés académico

El interés hace referencia a un estado psicológico a corto plazo que se caracteriza por un incremento de la atención focalizada, un mayor funcionamiento cognitivo, una mayor persistencia, disfrute y curiosidad ante ciertos temas, áreas temáticas o actividades (Schiefele, 2009). Con respecto al contexto académico, Tobias (1994) señala que el interés académico se produce cuando el alumnado percibe un área de contenido como importante, se muestra activo y se involucra en las tareas académicas. Es decir, el interés académico es el resultado de la interacción entre el individuo y un contenido particular (Hidi y Renninger, 2006). Mazer (2013a) distingue dos tipos de interés académico del estudiante. Por un lado, el interés cognitivo tiene lugar cuando los estudiantes se sienten atraídos hacia una materia porque poseen una comprensión estructural clara del contenido. Por otro lado, el interés emocional se produce cuando los estudiantes se sienten atraídos hacia un área de contenido debido a que el material los llena de energía, entusiasmo y compromiso emocional.

Ambas dimensiones del constructo interés académico, emocional y cognitivo, han sido asociadas con una serie de variables en estudios previos. Entre estas evidencias se destaca que aquellos estudiantes que presentan un mayor interés académico tienen a mostrar mayores niveles de motivación (Weber, 2003) y de aprendizaje cognitivo (Harackiewicz *et al.*, 2000). Además, se ha asociado el interés académico con una mayor participación y compromiso del alumnado (Borzea y Goodboy, 2016), con el empoderamiento y el aprendizaje afectivo del alumnado (Mazer, 2012, 2013a, 2017a), así como con un mayor grado de satisfacción y éxito general en su aprendizaje (Linville, 2014; Skinner *et al.*, 2008).

Estudios empíricos sobre la temática han ofrecido una serie de conclusiones donde se detalla la importancia de influencia de las percepciones del alumnado sobre la práctica docente en su

interés académico (Krapp *et al.*, 1992). En este sentido, los docentes juegan un papel importante en el desarrollo del interés emocional y cognitivo de los estudiantes a través de sus conductas comunicativas (Mazer, 2013a). De esta manera, aquellos docentes que transmiten de manera organizada los contenidos de aprendizaje, proporcionan resúmenes explicativos, se centran en temas relevantes y son claros en sus explicaciones mejoran el interés académico de sus estudiantes (Harp y Mayer, 1997; Mazer, 2013b, 2013c; Titsworth, 2001a).

Siguiendo con la conducta de los docentes, el estudio de Borzea y Goodboy (2016), comprobó cómo aumentaba el interés académico de los estudiantes cuando el docente contaba experiencias propias y dotaba de ejemplos personales con el propósito de complementar el contenido que imparte. Asimismo, el estudio de Finn y Schrodt (2016) evidencia una relación entre aquellos docentes que utilizan técnicas activas de enseñanza que dan importancia a la participación, el diálogo y la comunicación bidireccional entre docente y estudiante y el incremento del interés académico del estudiante.

Con respecto a la evaluación del interés académico de los estudiantes, Mazer (2012) desarrolló una escala formada por dos dimensiones (interés emocional e interés cognitivo). Para la construcción de la escala, Mazer (2012) se basó en los resultados de un cuestionario abierto online con una muestra de estudiantes universitarios sobre cuestiones relativa al interés de los estudiantes. Los resultados del cuestionario abierto sirvieron como base para la construcción de los diferentes ítems de escala. La validación del cuestionario se realizó mediante diferentes procedimientos. Con respecto a la fiabilidad, el instrumento obtuvo un valor de 0,97 para la subescala de interés emocional y 0,91 para la subescala de interés cognitivo. Además, se analizaron todos los ítems de la escala para determinar una estimación de confiabilidad general de la escala que obtuvo un valor de 0,96. Los resultados del análisis factorial exploratorio de la escala de interés del estudiante presentaron una escala de dos factores (interés emocional e interés cognitivo). Diferentes estudios posteriores han comprobado y confirmado la validez y la estructura de dos factores de la escala de interés (Mazer, 2013b, 2017a).

Atendiendo a la ausencia de un instrumento válido y fiable en español que permita medir el interés académico de los estudiantes universitarios, se presenta como objetivo del presente estudio la adaptación y validación al español de la Escala de Interés en Estudiantes de Mazer (2012) a través del análisis de la estructura factorial, fiabilidad y validez del instrumento a partir de su aplicación a alumnado universitario.

2. Metodología

La metodología o enfoque metodológico que se ha aplicado para la realización de este estudio es de carácter cuantitativo, por encuesta transversal.

2.1. Objetivos

El objetivo principal de esta investigación consistió en:

- Adaptar y validar al español la Escala de Interés en Estudiantes.

Asimismo, como objetivos específicos se establecieron los siguientes:

- Analizar la estructura factorial de la Escala de Interés en Estudiantes.

- Evaluar la consistencia interna de la Escala de Interés en Estudiantes.
- Medir la validez convergente de la Escala de Interés en Estudiantes.

2.2. Participantes

La muestra final de participantes en el presente estudio está formada por 447 estudiantes universitarios pertenecientes a los Grados de Educación Infantil (57,4%) y Primaria (42,6%) de la Universidad de Cádiz. La media de edad es de 20,73 (D.T.= 3,13), siendo el 82,7% mujeres y el 17,3% hombres.

2.3. Instrumentos

Se ha empleado la Escala de Interés en Estudiantes de Mazer (2012) para su adaptación al español. Se trata de un instrumento bifactorial compuesto por 16 ítems que se distribuyen entre las subescalas de Interés Emocional (nueve ítems) e Interés Cognitivo (siete ítems). Los valores de respuesta oscilan entre *totalmente en desacuerdo* (1) hasta *totalmente de acuerdo* (5). Mazer (2012) obtuvo unos valores de alfa de Cronbach de 0,97 para Interés Emocional y 0,91 para Interés Cognitivo.

Para evaluar la validez convergente de la Escala de Interés en Estudiantes de Mazer (2012) se utilizó, por una parte, la Escala de Motivación Estado en su versión española (Froment *et al.*, 2021). Este instrumento cuenta con un único factor y está compuesta por 12 adjetivos bipolares con valores que oscilante entre el valor 1 (polo negativo) hasta el valor 7 (polo positivo). Se considera que cuanto más se aproxime a uno de los dos polos, mayor certeza habrá de que el adjetivo se relaciona con los sentimientos del alumnado con relación a la clase. El instrumento presenta un valor de alfa de Cronbach de 0,93.

Por otra parte, se aplicó la Escala de Satisfacción Académica (Vergara-Morales *et al.*, 2018). Se trata de un instrumento formado por un solo factor que contiene siete ítems. La escala de respuestas va desde *totalmente en desacuerdo* (1) hasta *totalmente de acuerdo* (7). El instrumento presenta un valor de alfa de Cronbach de 0,93.

2.4. Procedimiento

Para la traducción de los ítems de la Escala de Interés en Estudiantes (Mazer, 2012) al castellano se utilizó el método de traducción inversa (Hambleton y Patsula, 1999) al tratarse de uno de los procedimientos más apropiados para establecer la equivalencia idiomática entre la versión en inglés y en español (Hambleton y de Jong, 2003). Para ello, se llevó a cabo una primera traducción de la versión original de la escala en inglés al castellano por el equipo de investigación. A continuación, una persona bilingüe que desconocía la versión original del instrumento, realizó la traducción de la escala en español al inglés. Por último, los integrantes del equipo de investigación compararon los ítems de la versión original y de la versión inversamente adaptada de la escala para identificar posibles incongruencias en cuanto al significado. Atendiendo a este análisis, se realizaron las modificaciones pertinentes en la versión española de la Escala de Interés en Estudiantes.

En relación al procedimiento de recogida de datos, se solicitó la colaboración de docentes que impartieran clases en la Facultad de Ciencias de la Educación de la Universidad de Cádiz. Del mismo modo, se informó al alumnado del propósito de la investigación, asegurándoles igualmente la confidencialidad

y el anonimato. Para disminuir la reactividad de las respuestas del alumnado, se invitó al profesorado que abandonara el aula durante el desarrollo de la investigación. Los estudiantes completaron de forma voluntaria los dos instrumentos en formato de lápiz y papel con una duración aproximada de 20 minutos, de acuerdo al siguiente orden: Escala de Interés en Estudiantes, Escala de Motivación Estado y Escala de Satisfacción Académica. Finalmente, los datos recogidos se añadieron a una base de datos para analizarlos posteriormente.

2.5. Análisis de Datos

El análisis se ha iniciado con un estudio descriptivo de los ítems que componen la escala, calculando media, desviación típica, asimetría y curtosis. Se ha aplicado el análisis factorial confirmatorio con el fin de contrastar la estructura bifactorial propuesta por Mazer para la versión original del instrumento. En este análisis se ha utilizado el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados, tras considerar el nivel de medida de las variables. La bondad de ajuste de los modelos se ha valorado a partir de los índices RMR (raíz del residuo cuadrático promedio), GFI (índice de bondad de ajuste), AGFI (índice de bondad de ajuste corregido) y NFI (índice de ajuste normalizado). La fiabilidad se ha analizado utilizando los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald, los cuales deben ser superiores a 0,70 para determinar una consistencia interna adecuada (McDonald, 1999; Nunnally y Bernstein, 1994). El cálculo de la correlación de Pearson con las variables motivación y satisfacción académica ha permitido establecer evidencias de validez convergente, atendiendo a los rangos establecidos por Tabachnick y Fidell (2013) para la interpretación de los coeficientes. Todos los análisis se han realizado con los paquetes SPSS y AMOS en su versión 29.

3. Resultados

3.1. Descripción de los ítems

Como se plasma en la Tabla 1, las medias alcanzadas en los ítems muestran interés por parte del alumnado, teniendo en cuenta que todas superan claramente el valor tres, situado en el centro de la escala de respuestas. Las desviaciones típicas presentan valores similares, comprendidos entre 0,87 y 1,06. La asimetría tiene signo negativo, registrando valores bajos que no sobrepasan en la mayoría de los ítems el valor uno. Los valores de la curtosis se encuentran por debajo de uno en valores absolutos, salvo en tres ítems que lo rebasan. Estos valores sugerirían que las distribuciones univariadas para algunos de los ítems presentan desviaciones moderadas respecto de la normalidad.

Tabla 1.

Estadísticos descriptivos para los ítems de la escala. Elaboración propia

	Media	Desv. estándar	Asimetría	Curtosis
1. Estoy entusiasmado por estar en esta clase	3,56	1,051	-0,569	-0,087
2. Esta clase me entusiasma	3,52	1,038	-0,581	0,020
3. Esta clase me anima	3,54	1,061	-0,532	-0,099
4. Me encantan los temas tratados en esta clase	3,60	1,057	-0,523	-0,163
5. Me agrada estar en esta clase	3,75	0,951	-0,766	0,597

	Media	Desv. estándar	Asimetría	Curtosis
6. Esta clase me hace sentir bien	3,66	0,965	-0,518	0,174
7. Me encantan los contenidos de esta clase	3,47	1,059	-0,356	-0,308
8. Me gustan las cosas que tratamos en esta clase	3,73	1,021	-0,785	0,362
9. La experiencia en esta clase es muy positiva	3,89	0,987	-1,003	0,990
10. Puedo recordar los contenidos de esta clase	3,77	0,978	-0,662	0,189
11. Siento que estoy aprendiendo los temas tratados en esta clase	3,91	0,940	-0,874	0,710
12. Puedo comprender las ideas transmitidas en esta clase	4,02	0,828	-1,074	1,907
13. Entiendo los contenidos de esta clase	4,03	0,871	-0,974	1,233
14. Los contenidos tratados en esta clase me están haciendo más experto	3,78	0,989	-0,811	0,577
15. Los contenidos tratados en esta clase son útiles	4,07	0,955	-1,295	1,876
16. Me doy cuenta de lo que se espera de mí	3,59	1,025	-0,469	-0,050

3.2. Estructura factorial

Se ha comenzado analizando la matriz de correlaciones observadas entre los ítems. El test de esfericidad de Barlett ($\chi^2 = 6774,057$; $gl = 120$; $p < 0,001$) permite rechazar la hipótesis nula de que la matriz de correlaciones es una matriz identidad, y la medida de adecuación de muestreo de Kaiser-Meyer-Olkin alcanza el valor 0,951. Estos resultados llevan a considerar que la matriz de correlaciones es adecuada para la extracción de factores.

Al desarrollar y validar la Escala de Interés en Estudiantes, Mazer (2012) llevó a cabo un análisis factorial exploratorio, del que resultó una estructura bifactorial (factores interés cognitivo e interés emocional) que posteriormente corroboró mediante análisis factorial confirmatorio. En el análisis exploratorio preliminar retuvo los factores con autovalores superiores a uno, siendo de 10,49 en el primero y 1,28 en el segundo. La varianza explicada por el primer factor fue del 65,59%, mucho mayor que el 8,01% explicado por el segundo factor, lo que podría sugerir la posibilidad de retener un único factor. De acuerdo con ello, para la adaptación española de este instrumento, se ha sometido a comprobación la estructura de dos factores propuesta por Mazer (2012) y se ha valorado también la bondad de ajuste de la solución unifactorial.

Las puntuaciones para los ítems se han obtenido a través de una escala tipo Likert. En sentido estricto, para este tipo de puntuaciones no es posible asumir el carácter continuo de las variables o el nivel de medida en escala de intervalo, exigidos cuando se aplica el método de máxima verosimilitud en la estimación de parámetros. Por ello, se ha optado por el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados, que no requiere el cumplimiento de supuestos sobre la distribución

de los ítems y es apropiado para variables categóricas u ordinales.

Se considera un ajuste aceptable del modelo a los datos observados cuando los índices de bondad de ajuste GFI, AGFI y NFI se sitúan por encima de 0,90 y un buen ajuste cuando se supera 0,95. En cuanto al índice RMR, un valor por debajo de 0,05 indica un ajuste óptimo, resultando aceptable cuando se encuentra por debajo de 0,08 (Byrne, 2001; Hu y Bentler, 1999; Kline, 2005; Marsh *et al.*, 2004). Para CMIN, el ajuste del modelo es mejor cuanto más bajo sea el valor alcanzado. De acuerdo con estos criterios, existen evidencias que apoyan tanto el modelo unifactorial (RMR = 0,065; GFI = 0,989; AGFI = 0,986; NFI = 0,987) como el bifactorial (RMR = 0,045; GFI = 0,995; AGFI = 0,993; NFI = 0,994), si bien este segundo presenta un mayor ajuste a los datos observados. La Figura 1 muestra la representación gráfica de este modelo bifactorial y los pesos factoriales estandarizados para cada ítem.

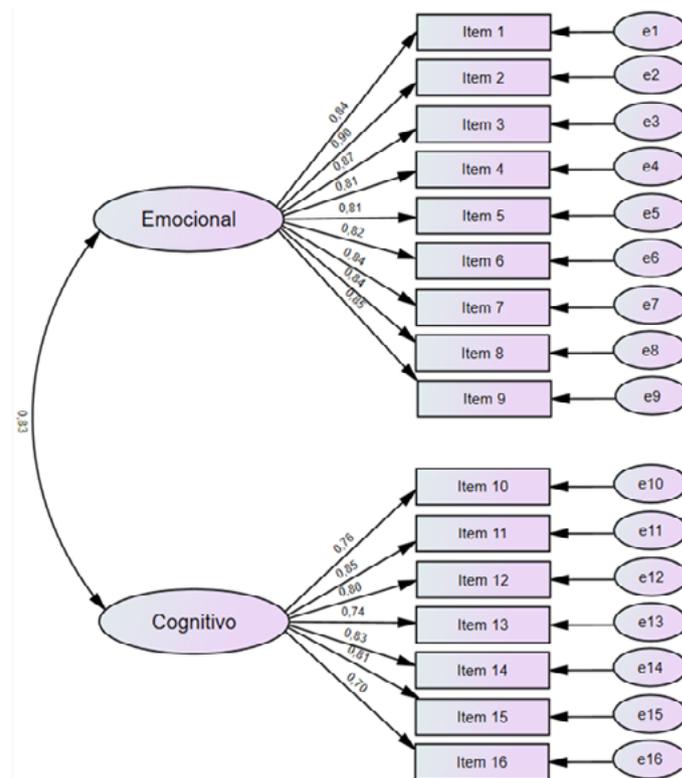


Figura 1. Modelo de dos factores (AFC). Elaboración propia.

Como se puede comprobar, las cargas factoriales son elevadas, con valores entre 0,81 y 0,90 para los ítems del primer factor y entre 0,70 y 0,85 para los del segundo. Aunque los resultados apoyan la estructura bifactorial del instrumento propuesta por los autores, los dos factores presentan una alta correlación entre ellos ($r = 0,83$), lo que apunta a la posibilidad de utilizar también la escala como una medida global del interés de los estudiantes.

3.3. Fiabilidad

La consistencia interna de la escala es alta, dados los valores alcanzados en los coeficientes alfa de Cronbach ($\alpha = 0,962$) y omega de McDonald ($\Omega = 0,961$), calculados para el conjunto de los ítems. Considerando los dos factores emocional y cognitivo, tanto los valores de alfa como los de omega coinciden en 0,956 para el primer factor y 0,918 para el segundo.

3.4. Validez

De acuerdo con Campbell y Fiske (1959), la validez convergente se alcanza cuando una medida correlaciona bien con la obtenida mediante otro instrumento ya validado que mide el mismo constructo, o bien con otro constructo relacionado. En este caso, como se puede observar en la Tabla 2, el interés emocional y el interés cognitivo correlacionan positivamente con la motivación y satisfacción académica. Los valores obtenidos reflejan, por un lado, correlación alta del interés emocional con la motivación y muy alta con la satisfacción académica y, por otro lado, correlaciones altas del interés cognitivo con la motivación y satisfacción académica, permitiendo así afirmar la validez convergente de las medidas aportadas por la Escala de Interés en Estudiantes.

Tabla 2.

Relación del interés con la motivación y la satisfacción académica.

Elaboración propia

	Motivación académica	Satisfacción académica
Interés emocional	0,708**	0,894**
Interés cognitivo	0,612**	0,728**

*Nota. ** $p < 0,01$*

4. Discusión y conclusiones

El principal objetivo de este estudio consistió en adaptar y validar al español la Escala de Interés en Estudiantes (Mazer, 2012) en una muestra de estudiantes universitarios. Atendiendo a los resultados obtenidos, la Escala de Interés en Estudiantes presenta índices de bondad de ajuste satisfactorios tanto en su estructura bifactorial como unifactorial, una consistencia interna aceptable y evidencias adecuadas de validez convergente.

En relación a la estructura factorial de la escala, los resultados obtenidos del análisis factorial confirmatorio apoyan su estructura bifactorial, obteniéndose índices apropiados de bondad de ajuste. Estos hallazgos coinciden con estudios previos en los que, mediante análisis factoriales confirmatorios, se determinó la estructura bifactorial de la Escala de Interés en Estudiantes (Mazer, 2013a, 2013b, 2017a). Asimismo, los resultados obtenidos apoyan al estudio de Mazer (2017b) en el que se evaluó el modelo unifactorial, produciéndose un declive en los índices de bondad de ajuste, sugiriendo así que la solución bifactorial es la más apropiada. Como señalan diversos estudios (Harp y Mayer, 1997; Hidi *et al.*, 2004), el interés es un constructo multidimensional que implica funcionamiento emocional y cognitivo.

Con respecto a la consistencia interna, se obtuvieron valores aceptables de los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald tanto para el conjunto de los ítems como para los factores de interés emocional e interés cognitivo, apoyando de este modo al estudio original de Mazer (2012) en el que se encontraron los siguientes valores de alfa de Cronbach: 0,96 para la escala global; 0,97 para interés emocional y 0,91 para interés cognitivo. De la misma manera, la alta fiabilidad obtenida en este estudio apoya a investigaciones anteriores que destacan la adecuada consistencia interna que presenta la escala (Broeckelman-Post *et al.*, 2016; Denker *et al.*, 2022; Finn y Schrodt, 2016; Lee, 2023; Linvill, 2014; Sidelinger y Bell McManus, 2020).

Atendiendo a la validez convergente, se ha encontrado, por una parte, que el interés de los estudiantes universitarios correlaciona positivamente con su motivación académica, apoyando de

esta forma a estudios previos (Mazer, 2013a; Serki y Bolkan, 2023; Tang *et al.*, 2022). Como apunta Mazer (2013a), la motivación explica el enfoque general de un estudiante hacia el aprendizaje, mientras que el interés ilustra los efectos emocionales y cognitivos específicos, duraderos y a largo plazo del proceso de aprendizaje en el aula. Por otra parte, se ha hallado que el interés del alumnado universitario se asocia positivamente con su satisfacción académica, coincidiendo así con la investigación de Mazer (2013a). Como indica Titsworth (2001b), los estudiantes satisfechos suelen valorar el contenido del curso y tienden a implicarse de forma activa en el proceso de aprendizaje, de modo que, si muestran interés en la clase, es probable que exhiban asimismo altos niveles de satisfacción. Igualmente, cabe resaltar que estos resultados apoyan investigaciones anteriores que destacan una asociación positiva entre el interés del estudiante con otras variables relacionadas con el aprendizaje del alumnado como el compromiso (Borzea y Goodboy, 2016; Broeckelman-Post *et al.*, 2016; Finn y Schrodt, 2016; Mazer, 2013a, 2013b, 2013c, 2017a, 2017b) y el empoderamiento (Mazer, 2013a). En términos generales, tanto el interés emocional como el cognitivo constituyen experiencias positivas que producen importantes beneficios en el proceso de aprendizaje del estudiantado universitario (Mazer, 2012).

Como limitaciones del estudio, cabe señalar que la muestra, por un lado, estuvo compuesta principalmente por alumnas y, por otro lado, de alumnado perteneciente únicamente a dos titulaciones, por lo que una mayor participación de alumnos y de estudiantado de otras carreras del ámbito de las ciencias de la educación habrían permitido llevar a cabo análisis más complejos que enriquezcan los hallazgos de la investigación. En relación con ello, se sugiere que estudios futuros examinen diferencias en el interés atendiendo al sexo y a la titulación del estudiantado universitario. Asimismo, debido al diseño no experimental de la investigación, las afirmaciones de causalidad basadas en los resultados de técnicas estadísticas útiles para detectar relaciones entre constructos deben tratarse con precaución de acuerdo a los datos correlacionales analizados, por lo que estudios venideros podrían abordar estas limitaciones mediante el empleo de modelos de ecuaciones estructurales.

Igualmente, atendiendo a que el interés de los estudiantes depende, en cierta medida, de sus percepciones sobre la práctica docente (Borzea y Goodboy, 2016; Broeckelman-Post *et al.*, 2016; Carmichael *et al.*, 2017; Finn y Schrodt, 2016; Goodboy *et al.*, 2022; Lee, 2023; Mazer 2013b, 2013c; Sidelinger y Bell McManus, 2020; Uzun *et al.*, 2018), se propone que futuras investigaciones analicen el impacto de distintas variables asociadas a la actividad docente como el apoyo a la autonomía, el estilo controlador o la credibilidad en el interés del alumnado. Como destaca Mazer (2013b), los docentes poseen un repertorio de conductas que pueden impactar positivamente en el interés del alumnado de manera inmediata y duradera, propiciando así un ambiente adecuado en el aula. Por último, de acuerdo a los resultados obtenidos en este estudio y en investigaciones anteriores acerca de la influencia del interés en el aprendizaje del estudiantado, se recomienda que futuros estudios analicen el impacto del interés en otras variables asociadas al aprendizaje como la implicación o el burnout.

En definitiva, la versión en español de la Escala de Interés en Estudiantes obtenida en esta investigación resulta un instrumento fiable y válido para medir el interés del alumnado universitario en el aula, adecuado para ser aplicado por la comunidad científica hispanohablante en el contexto de la educación superior. Este instrumento presenta importantes implicaciones prácticas ya que permite medir, por una parte, el interés del alumnado en el aula y, por otra parte, su efecto en el proceso de enseñanza-aprendizaje, mejorando así la actividad docente y potenciando el éxito académico del estudiantado universitario.

Referencias

- Ainley, M. D., Hidi, S., y Berndorff, D. (2002). Interest, learning and the psychological processes that mediate their relationship. *Journal of Educational Psychology*, 94(3), 545-561. <https://doi.org/doi/10.1037/0022-0663.94.3.545>
- Alexander, P. A., Kulikowich, J. M., y Schulze, S. K. (1994). How subject-matter knowledge affects recall and interest. *American Educational Research Journal*, 31(2), 313-337. <https://doi.org/10.3102/00028312031002313>
- Bolkan, S., y Griffin, D. J. (2018). Catch and hold: Instructional interventions and their differential impact on student interest, attention, and autonomous motivation. *Communication Education*, 67(3), 269-286. <https://doi.org/10.1080/03634523.2018.1465193>
- Borzea, D., y Goodboy, A. K. (2016). When instructors self-disclose but misbehave: Conditional effects on student engagement and interest. *Communication Studies*, 67(5), 548-566. <https://doi.org/10.1080/10510974.2016.1212912>
- Broeckelman-Post, M. A., Tacconelli, A., Guzmán, J., Rios, M., Calero, B., y Latif, F. (2016). Teacher misbehavior and its effects on student interest and engagement. *Communication Education*, 65(2), 204-212. <https://doi.org/10.1080/03634523.2015.1058962>
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with Amos: Basic concepts, applications, and programming*. Erlbaum.
- Campbell, D. T., y Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56(2), 81-105. <https://doi.org/10.1037/h0046016>
- Carmichael, C., Callingham, R., y Watt, H. M. (2017). Classroom motivational environment influences on emotional and cognitive dimensions of student interest in mathematics. *ZDM Mathematics Education*, 49, 449-460. <https://doi.org/10.1007/s11858-016-0831-7>
- Denker, K. J., Knight, K., Carroll, R. K., Bradley, K. R., Bonine, P. J., Lauck, S. M., Przytulski, H. S., y Storr, M. L. (2022). Assessing student mindset, interest, participation, and rapport in the post-pandemic public speaking classroom: effects of modality change and communication growth mindset. *Journal of Communication Pedagogy*, 6, 178-194. <https://doi.org/10.31446/JCP.2022.1.14>
- Finn, A. N., y Schrodtt, P. (2016). Teacher discussion facilitation: a new measure and its associations with students' perceived understanding, interest, and engagement. *Communication Education*, 65(4), 445-462. <https://doi.org/10.1080/03634523.2016.1202997>
- Froment, F., García, A. J., Bohórquez, M. R., y Checa, I. (2021). Adaptación y validación en español de la Escala de Motivación Estado en estudiantes universitarios. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 58(1), 117-126. <https://doi.org/10.21865/RIDEP58.1.10>
- Goodboy, A. K., Bolkan, S., Shin, M., y Chiasson, R. M. (2022). Affective and interest consequences of lecture misbehaviors for students with mastery goals. *Communication Education*, 71(3), 223-243. <https://doi.org/10.1080/03634523.2022.2070770>
- Hambleton, R. K., y de Jong, J. H. A. L. (2003). Advances in translating and adapting educational and psychological tests. *Language Testing*, 20(2), 127-134. <https://doi.org/10.1191/0265532203lt247xx>
- Hambleton, R. K., y Patsula, L. (1999). Increasing the validity of adapted tests: Myths to be avoided and guidelines for improving test adaptation practices. *Journal of Applied Testing Technology*, 1, 1-13.
- Harackiewicz, J. M., Barron, K. E., Tauer, J. M., Carter, S. M., y Elliot, A. J. (2000). Short-term and long-term consequences of achievement: Predicting continued interest and performance over time. *Journal of Educational Psychology*, 92(2), 316-330. <https://doi.org/doi/10.1037/0022-0663.92.2.316>
- Harp, S. F., y Mayer, R. E. (1997). The role of interest in learning from scientific text and illustration: On the distinction between emotional interest and cognitive interest. *Journal of Educational Psychology*, 89(1), 92-102. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.89.1.92>
- Hidi, S., y Renninger, K. A. (2006). The four-phase model of interest development. *Educational Psychologist*, 41(2), 111-127. https://doi.org/10.1207/s15326985ep4102_4
- Hidi, S., Renninger, K. A., y Krapp, A. (2004). Interest, a motivational variable that combines affective and cognitive functioning. En D. Y. Dai y R. J. Sternberg (Eds.), *Motivation, Emotion, and Cognition. Integrative Perspectives on Intellectual Functioning and Development* (pp. 89-115). Lawrence Erlbaum Associates.
- Hu, L., y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2ª ed.). Guilford.
- Krapp, A., Hidi, S., y Renninger, K. A. (1992). Interest, learning, and development. En K. A. Renninger, S. Hidi y A. Krapp (Eds.), *The role of interest in learning and development* (pp. 3-25). Erlbaum.
- Lee, J. (2023). A study on the effect of the violation of communication expectations between military professors and cadets on class interest and engagement. *Journal of Advances in Military Studies*, 6(1), 49-75. <https://doi.org/10.37944/jams.v6i1.182>
- Linville, D. (2014). Student interest and engagement in the classroom: Relationships with student personality and developmental variables. *Southern Communication Journal*, 79(3), 201-214. <https://doi.org/10.1080/1041794X.2014.884156>
- Marsh, H. W., Hau, K. T., y Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 11(3), 320-341. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2
- Mazer, J. P. (2012). Development and validation of the student interest and engagement scales. *Communication Methods and Measures*, 6(2), 99-125. <https://doi.org/10.1080/19312458.2012.679244>
- Mazer, J. P. (2013a). Validity of the student interest and engagement scales: Associations with student learning outcomes. *Communication Studies*, 64(2), 125-140. <https://doi.org/10.1080/10510974.2012.727943>
- Mazer, J. P. (2013b). Associations among teacher communication behaviors, student interest, and engagement: A validity test. *Communication Education*, 62(1), 86-96. <https://doi.org/10.1080/03634523.2012.731513>
- Mazer, J. P. (2013c). Student emotional and cognitive interest as mediators of teacher communication behaviors and student engagement: An examination of direct and interaction effects. *Communication Education*, 62(3), 253-277. <https://doi.org/10.1080/03634523.2013.777752>
- Mazer, J. P. (2017a). Associations among classroom emotional processes, student interest, and engagement: A convergent

- validity test. *Communication Education*, 66(3), 350-360. <https://doi.org/10.1080/03634523.2016.1265134>
- Mazer, J. P. (2017b). Students' discrete emotional responses in the classroom: Unraveling relationships with interest and engagement. *Communication Research Reports*, 34(4), 359-367. <https://doi.org/10.1080/08824096.2017.1365233>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Erlbaum Associates.
- Ministerio de Universidades (2023). *Datos y cifras del Sistema universitario español. Publicación 2022-2023*. Secretaría General Técnica del Ministerio de Universidades.
- Nunnally, J. C., y Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory*. McGraw-Hill.
- Pekrun, R. (2000). A social-cognitive, control-value theory of achievement emotions. En J. Heckhausen (Ed.), *Motivational psychology of human development* (pp. 143-163). Elsevier.
- Rotgans, J. I., y Schmidt, H. G. (2011). Situational interest and academic achievement in the active-learning classroom. *Learning and Instruction*, 21(1), 58-67. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2009.11.001>
- Schiefele, U. (2009). Situational and individual interest. En K. R. Wentzel y A. Wigfield (Eds.), *Handbook of motivation at school* (pp. 197-222). Routledge.
- Serki, N., y Bolkan, S. (2023). The effect of clarity on learning: impacting motivation through cognitive load. *Communication Education*, 1-17. <https://doi.org/10.1080/03634523.2023.2250883>
- Sidelinger, R. J., y Bell McManus, L. M. (2020). Mentoring faculty and bolstering students' emotional and cognitive interest: The impact of perceived homophily in the college classroom. *Journal of the Association for Communication Administration*, 39(1), 23-40.
- Skinner, E., Furrer, C., Marchand, G., y Kindermann, T. (2008). Engagement and disaffection in the classroom: Part of a larger motivational dynamic? *Journal of Educational Psychology*, 100(4), 765-781. <https://doi.org/10.1037/a0012840>
- Tabachnick, F., y Fidell, L. (2013). *Multivariate statistics*. Pearson.
- Tang, A. L., Tung, V., y Cheng, T. (2022). Motivating university management students on studying research methods: influence of career applicability, and emotional and cognitive interests. *Education+ Training*, 64(6), 774-787. <https://doi.org/10.1108/ET-12-2021-0466>
- Titsworth, B. S. (2001a). The effects of teacher immediacy, use of organizational lecture cues, and students' notetaking on cognitive learning. *Communication Education*, 50(4), 283-297. <https://doi.org/10.1080/03634520109379256>
- Titsworth, B. S. (2001b). Immediate and delayed effects of interest cues and engagement cues on students' affective learning. *Communication Studies*, 52(3), 169-180. <https://doi.org/10.1080/10510970109388552>
- Tobias, S. (1994). Interest, prior knowledge, and learning. *Review of Educational Research*, 64(1), 37-54. <https://doi.org/10.3102/00346543064001037>
- Uzun, T., Özdem, G., y Kara, E. (2018). A Study on the Relation between the Teachers' Communication Skills and Students' Interest to their Classes. *Erzincan University Journal of Education Faculty*, 20(3), 622-636. <https://doi.org/10.17556/erzie-fd.376135>
- Vergara-Morales, J., Del Valle, M., Díaz, A., y Pérez, M. V. (2018). Adaptación de la Escala de Satisfacción Académica en estudiantes universitarios chilenos. *Psicología Educativa*, 24(2), 99-106. <https://doi.org/10.5093/psed2018a15>
- Weber, K. (2003). The relationship of interest to internal and external motivation. *Communication Research Reports*, 20(4), 376-383. <https://doi.org/10.1080/08824090309388837>