

Validación de la Escala de Sentido de Pertenencia a la Universidad en España

Validation of the Sense of Belonging to the University Scale in Spain

Miguel Aurelio Alonso García¹ y Aitana González Ortiz de Zárate²

Resumen

El sentido de pertenencia en entornos universitarios es fundamental para garantizar la salud mental y el bienestar de los estudiantes, y para prevenir el abandono en sus estudios. Este estudio presenta el proceso de creación y validación de la Escala de Sentido de Pertenencia a la Universidad en España (ESPU). Se aplicó la escala a 812 estudiantes de distintas facultades de una universidad española. Los resultados mostraron una estructura de diez ítems y tres factores (integración social, percepción de los profesores y orgullo), con un nivel de fiabilidad adecuado ($\omega=.86$). El AFC confirmó la estructura obtenida en el AFE y el instrumento era invariante al género de los estudiantes. Se recomienda replicar el estudio con muestras aleatorias procedentes de diversas universidades españolas para garantizar la heterogeneidad de la muestra y validar así la escala en la población española.

Palabras clave: sentido de pertenencia, educación superior, instrumento de medida, validación, España

Abstract

The sense of belonging in educational and university settings is essential to ensure students' mental health, and well-being and prevent dropout. This study presents the process of creation and validation of the Scale of Sense of Belonging to the University in Spain (ESPU). The instrument was applied to 812 students from different faculties of a Spanish university. The results showed a structure of ten items and three factors (social integration, teacher perception and pride), with an adequate level of reliability ($\omega=.86$). The CFA confirmed the structure obtained in the EFA and the instrument was considered invariant to students' gender. It is recommended the study be replicated with random samples from various Spanish universities to guarantee the heterogeneity of the sample and thus validate the scale in the Spanish population.

Keywords: sense of belonging, higher education, measurement instrument, validation, Spain

¹Doctor en Psicología. Profesor Contratado Doctor. Dpto. de Psicología Social, del Trabajo y Diferencial. Facultad de Psicología. Campus de Somosaguas. Universidad Complutense de Madrid. 28223 Pozuelo de Alarcón, Madrid, España. Tel.: 91 3943016. Correo: malonso@ucm.es

²Doctora en Psicología. Profesora Ayudante Doctora. Profesora a tiempo completo. Dpto. de Psicología Social, del Trabajo y Diferencial. Facultad de Psicología. Campus de Somosaguas. Universidad Complutense de Madrid. 28223 Pozuelo de Alarcón, Madrid, España. Tel.: +34 91 394 3120. Correo: aitana.gonzalez@ucm.es

Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP · N°73 · Vol. 3 · 5-17 · 2024

ISSN: 1135-3848 print /2183-6051online

This work is licensed under CC BY-NC 4.0. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>

Introducción

Las personas necesitamos pertenecer, y esta pertenencia supone la necesidad subjetiva e innata de mantener relaciones con otras personas y de sentirnos parte integral de los sistemas que nos rodean: familia, amigos, colegio, entorno laboral, etc. (Allen et al., 2022). La pertenencia tiene implicaciones en la forma en que nos comportamos, sentimos y pensamos con respecto a la comunidad (Hirsch y Clark, 2019).

En el contexto universitario, la definición quizá más utilizada de sentimiento de pertenencia en la bibliografía sea la proporcionada por Goodenow y Grady (1993), quienes la definieron como la medida en que los estudiantes se sienten personalmente aceptados, respetados, incluidos y apoyados por otros en el entorno social universitario. Posteriormente, Willms (2000) la definiría como un concepto psicológico vinculado a la conexión con la escuela y respaldado por sentimientos de aceptación y valor de los compañeros y otros miembros de la comunidad escolar. Más recientemente, Maunder (2018) especificaría que se trata de un sentimiento subjetivo de conexión e integración de los estudiantes con su institución y con la comunidad universitaria, que abarca las percepciones de los estudiantes, en las que influyen, de forma decisiva, las relaciones interpersonales que establecen. Otros autores han defendido que supone un sentimiento subjetivo de valor y respeto derivado de una relación recíproca e interpersonal (Mahar et al., 2014; O'Keeffe, 2013) que parece ser esencial para mejorar la transición de los estudiantes, la retención y la finalización de los estudios de educación superior. También se ha indicado que los contactos regulares en persona entre los estudiantes y el personal (Peacock et al., 2020) suelen ser el primer paso hacia el desarrollo de un sentido de pertenencia mediante la construcción de valores compartidos y la garantía de que los estudiantes se sientan validados (Tang et al., 2023).

Se relaciona con aspectos biológicos, comportamentales y sociales; y es central para la salud (Allen et al., 2021a). Además, es importante en el establecimiento y mantenimiento de las relaciones con los demás (Maunder, 2018), se relaciona con la capacidad de prestar apoyo a otros (Chan et al., 2022) y es clave en el mantenimiento

de la motivación y el disfrute del estudiante (Pedler et al., 2022). Además, se ha relacionado con una disminución del abandono (Nieuwoudt & Pedler, 2021), con mayores niveles de compromiso académico (Myint & Khaing, 2020), y con mejoras en el rendimiento académico (Borman et al., 2019). También ha demostrado relación con la salud y el bienestar psicológico, la reducción del estrés, el aumento de la autoestima y el incremento de la capacidad para manejar emociones y desarrollar relaciones positivas (Allen et al., 2021a).

Por otro lado, se ha encontrado que el sentimiento de pertenencia aumenta en determinadas carreras (como las ingenierías) cuando las mujeres están más presentes (Kissinger et al., 2009); aunque este resultado no parece concluyente, dado que otros estudios no encuentran diferencias entre sexos (Freeman et al., 2010).

A pesar de la variabilidad en los instrumentos de medición de la pertenencia, la mayor parte de las escalas hacen referencia a los sentimientos de pertenencia y a las oportunidades de relación con otras personas del grupo (Mahar et al., 2014).

Entre los elementos utilizados para evaluar el sentimiento de pertenencia en entornos universitarios, se han utilizado diferentes escalas que presentan problemáticas variadas (Slaten et al., 2018). Algunas herramientas son adaptaciones de escalas de pertenencia a centros de primaria o secundaria (St-Amand et al., 2017), otras se han desarrollado para contextos o procesos concretos (Knekta et al., 2020; Knekta & Wind, 2017), o hacen referencia a la universidad, pero recogen un número de ítems reducido y carecen de un análisis psicométrico adecuado (Brea, 2014; Hoffman et al., 2002; Maluenda et al., 2019; Navarro et al., 2021; Pedler et al., 2022). Cabe destacar la escala elaborada y validada en Estados Unidos por Slaten et al. (2018), que, con 24 ítems evalúa 3 factores: afiliación universitaria, apoyo y aceptación de la universidad, y relaciones entre profesores y personal. Aunque esta propuesta es interesante, la mayor parte de los ítems no son aplicables en el contexto universitario español debido a las diferencias culturales entre el contexto estadounidense y el español.

Cuando se analizan los factores del sentimiento de pertenencia encontrados al elaborar escalas multidimensionales, destacan, en primer lugar, el factor social, que refleja la integración, el apoyo y

la aceptación por parte de otros estudiantes (Brea, 2014; Hoffman et al., 2002; Slaten et al. 2018; Tovar & Simon, 2010); el apoyo por parte de profesores (Hoffman et al., 2002; Slaten et al. 2017; Tovar & Simon, 2010); y el nivel de afiliación, implicación y los sentimientos positivos hacia la institución (Brea, 2014; Knekta et al., 2020; Slaten et al., 2018). Otros autores incluyen dentro del concepto aspectos indirectamente relacionados, como las conductas académicas de los estudiantes (Brea, 2014) y las relacionadas con aspectos físicos de la institución, como el aula o las instalaciones y los recursos del centro (Brea, 2014; Hoffman et al., 2002; Tovar & Simon, 2010). No parece existir un procedimiento estándar para la medición del constructo, y esto supone una limitación para la investigación, ya que una de las razones por las que la investigación empírica sobre el sentimiento de pertenencia en educación superior es limitada, es la falta de un proceso de conceptualización y de medición sólido del constructo (Allen et al., 2021b).

Para continuar desarrollando el estudio en esta materia en el contexto español e internacional hispanohablante, es necesario desarrollar y validar una escala para el contexto concreto. España es uno de los principales países en Europa y es un miembro activo en el proyecto europeo, con un gasto anual reciente en educación de 55.265 millones de euros (La Moncloa, 2022). Anualmente, un 33% de los estudiantes universitarios abandonan sus estudios antes de finalizarlos (Fernández-Mellizo, 2022). Por otro lado, el español es la segunda lengua más hablada en el mundo en número de hablantes nativos (Stewart, 2012), por lo que el desarrollo y la validación de un instrumento de evaluación del sentimiento de pertenencia a la universidad en España, puede ser útil para avanzar el estudio en esta materia con muestra española. Además, la elaboración de una escala de pertenencia en español permitirá la adaptación de esta, para su uso en muestras de otros países hispanohablantes.

Con base en la literatura y el problema planteado, el objetivo de esta investigación fue elaborar y validar una escala de sentimiento de pertenencia a la universidad en español.

Método

En este apartado se describen los participantes, el instrumento, los procedimientos y las técnicas de análisis.

Participantes

La muestra que cumplimentó la escala estaba formada por 812 estudiantes de la Universidad Complutense de Madrid que fueron seleccionados a partir de un muestreo no probabilístico de conveniencia intencionado. El 64% de los participantes eran mujeres, el 20% hombres y el 16% no indicó su género. La edad media fue de 21 años y la desviación típica de 4.47, con un máximo de 57 y un mínimo de 18 años y con un 90% de la muestra por debajo de 23 años. El 74% eran estudiantes de primer curso; mientras que el 27% era de cursos superiores. Si se tiene en cuenta el área de estudios, los estudiantes se distribuyen de la siguiente manera: 315 pertenecientes al área de Ciencias Sociales y Jurídicas, 178 a Ciencias e Ingeniería, y 319 a Ciencias de la Salud.

Instrumento

La Escala de Sentido de Pertenencia a la Universidad (ESPU) consta de 13 ítems y tres dimensiones con una escala Likert de siete puntos que se encuentra entre el 1: *nada de acuerdo* y el 7: *totalmente de acuerdo*. Para su elaboración, seguimos las recomendaciones para el desarrollo y la validación de escalas en Ciencias Sociales, Comportamentales y de la Salud: (1) identificación del constructo y desarrollo de ítems, (2) desarrollo de la escala y (3) evaluación de la escala (Boateng et al., 2018). A continuación, se describen las fases llevadas a cabo.

Identificación del constructo y desarrollo de ítems

El constructo, es decir la pertenencia, se define como el sentimiento subjetivo de conexión e integración de los estudiantes con su institución y con la comunidad universitaria (Maunder, 2018). Se identificaron tres escalas como base para el desarrollo del cuestionario (Brea, 2014; Knisely & Wind, 2017; Slaten et al., 2018), y se especificaron las dimensiones teóricas que eran comunes a las mismas: relaciones con otros estudiantes (referidas al vínculo que percibe tener el estudiante con sus compañeros de universidad), relaciones con

Tabla 1. Ítems de la escala inicial, dimensión y autores de los ítems originales

N.º ítem	Ítem	Dimensión de pertenencia	Autores de los ítems originales
1	Tengo muchos amigos estudiando en esta universidad		Knisely y Wind (2017)
4	Tengo afecto por mis compañeros		Brea (2014)
7	Interactúo socialmente con compañeros de clase dentro y fuera de la universidad	Relaciones con otros estudiantes	Brea (2014)
8	Me siento integrado dentro de clase		Brea (2014)
11	En la universidad me siento aceptado por los demás		Brea (2014)
2	Los profesores muestran interés y compromiso en el aprendizaje de los estudiantes		Brea (2014)
9	Los profesores tienen un trato cordial con los estudiantes	Relaciones con profesores	Brea (2014)
12	Señala tu grado de satisfacción con los profesores		<i>Elaboración propia</i>
3	Me siento parte de esta universidad		Knisely y Wind (2017)
5	Me gusta que otros sepan que estudio en esta universidad		Knisely y Wind (2017)
6	Estoy contento de estar realizando esta carrera	Sentimientos hacia la institución	Knisely y Wind (2017)
10	Me siento orgulloso de estudiar en esta universidad		Brea (2014)
13	Estaría orgulloso de apoyar a mi universidad en lo que pueda en el futuro		Slaten et al. (2018)

Nota. El cuestionario completo estaba compuesto por 13 ítems y 3 dimensiones.

profesores (que reflejan la percepción que tiene el estudiante de sus profesores) y sentimientos hacia la institución (especialmente relacionados con el orgullo por pertenecer a la misma). La solicitud de los ítems a los autores no fue necesaria debido a que eran elementos concretos de cada escala que habían sido publicados en abierto. Asimismo, se modificó la redacción de los ítems seleccionados para ajustarlos a la cultura española.

Se identificaron y generaron los ítems (Boateng et al., 2018) y se seleccionaron, como se muestra en la Tabla 1, ítems procedentes de las distintas escalas. Dado que el contexto de referencia de estas no siempre era el universitario, se adaptaron los ítems en lugar de realizar una traducción literal, siguiendo los estándares de adaptación lingüística de la International Test Commission. Se tuvieron en cuenta las diferencias lingüísticas y culturales entre la población en la que se desarrollaron los cuestionarios base y la población universitaria española a la que se dirigía el presente cuestionario.

La escala fue revisada por dos jueces, docentes e investigadores con experiencia en el ámbito universitario, quienes analizaron la validez de contenido evaluando las evidencias de relevancia de contenido, representatividad y calidad técnica (Boateng et al., 2018). En este proceso se modificó la redacción de los ítems para mejorar su comprensión y se realizó la clasificación de la dimensión a la que pertenecían. El significado de la dimensión *relación con profesores* no quedaba completamente cubierto, por lo que los expertos

desarrollaron, por consenso, un ítem adicional (ítem 12). Los detalles de la escala conformada aparecen recogidos en la Tabla 1.

Desarrollo de la escala

Se determinó que los participantes debían ser estudiantes universitarios cursando sus estudios en una universidad española. Se consiguió un tamaño muestral de más de 200 participantes, lo que implica menores errores de medida y cargas de los ítems en los factores más estables; además, los resultados se entienden más replicables y generalizables (Osborne & Costello, 2004).

Los siguientes pasos fueron la comprobación de que la escala era parsimoniosa, la selección de los ítems y la extracción de factores, explorando el número de constructos latentes o factores que se ajustaban a los datos observados. Para ello, se utilizó la técnica de análisis factorial exploratorio (AFE) (Lloret et al., 2014), aplicada tal y como se detalla en el epígrafe de análisis de datos y cuyos resultados aparecen descritos más adelante.

Evaluación de la escala

La fase de evaluación de la escala examina la dimensionalidad (el número de factores obtenidos), la fiabilidad (estableciendo si las respuestas son consistentes cuando se repiten) y las evidencias de validez (garantizando que realmente se está midiendo el constructo latente) (Boateng et al., 2018). Para ello, se utilizó la técnica de análisis factorial confirmatorio (AFC) (Meyers et al.,

2016), aplicada tal y como se detalla en el epígrafe de análisis de datos.

Procedimiento

El instrumento se aplicó a través de un formulario de *Google Forms* que se envió a través del correo electrónico y que contenía un consentimiento expreso que los estudiantes debían aceptar de manera previa a la visualización de la escala (Artículo 6.1.b del Reglamento General de Protección de Datos). Los procedimientos utilizados cumplieron con las directrices internacionales éticas para la investigación con personas.

Análisis de datos

Se utilizó el conjunto de datos original, que contenía todas las respuestas ($n=812$). Con el programa FACTOR (versión 12.04.05), el fichero de datos se dividió en dos submuestras aleatorias de 406 respuestas cada una, utilizando el método de Solomon que permite dividir muestras en submuestras equivalentes (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2023). Con cada una de ellas se realizó un análisis factorial exploratorio para verificar que la estructura factorial se mantenía equivalente en ambas submuestras. Para el análisis de los casos Heywood, en los que un ítem tiene una saturación muy alta en un factor, se realizó un estudio de los residuos utilizando el procedimiento Morgana del programa Factor, en concreto se utilizó el Índice de Cambio Directo de Correlación Residual Esperado (índice EREC).

Posteriormente se realizó un análisis factorial confirmatorio con la mitad de la muestra.

Pruebas de normalidad

Se realizó un análisis preliminar de la normalidad de las respuestas con el programa SPSS. Para ello, se utilizó la prueba de Kolmogorov-Smirnov. Dado que este estadístico es sensible a muestras grandes, se aplicó también el coeficiente Mardia (Cain et al., 2017).

Análisis factorial exploratorio

El AFE se realizó en el programa FACTOR siguiendo las pautas de Lloret et al., (2014). Las distribuciones de las variables presentaban valores de curtosis superiores a dos puntos en distintos casos, por ello se utilizó la matriz de correlaciones policóricas, y por ese mismo motivo

se utilizó como método de extracción de factores *Unweighted Least Squares* (ULS), siguiendo las recomendaciones de Lloret et al. (2014). Respecto al método de rotación, se utilizó la oblícua, en concreto promax, ya que permitía una solución factorial más sencilla de interpretar (Lloret et al., 2014). Los criterios utilizados para la toma de decisiones respecto a la eliminación de ítems fueron: índice de homogeneidad corregido inferior a .40; cuando, tras la eliminación del ítem, aumentaba el alfa; cuando la comunalidad era inferior a .30; o cuando el peso del ítem en el factor era inferior a .30 (Brown, 2015). Se tuvo en cuenta también el coeficiente alfa si se eliminaba el ítem (Lloret et al., 2014).

La adecuación de la muestra se examinó a través de la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin y la prueba de esfericidad de Bartlett (Meyers et al., 2016). Las evidencias de validez discriminante se alcanzaron eliminando los ítems que mostraban comunalidades inferiores a .30 y examinando la matriz de correlaciones para comprobar que estas no superaban el límite de los .70 (Meyers et al., 2016).

La fiabilidad se calculó a través del alfa de Cronbach ($\alpha > .70$) (Nunnally, 1978; Viladrich, 2017) y el coeficiente omega se basó en la solución aproximada de Hancock y An (2020).

Análisis factorial confirmatorio

En el AFC (realizado en JASP V.0.18.3) se utilizó, para evaluar el ajuste, los indicadores de bondad de ajuste recogidos por Meyers et al. (2016): *comparative fit index* ($CFI \geq .90$), *Tucker-Lewis index* ($TLI \geq .90$), y *root mean square error of approximation* (RMSEA, límite superior $\leq .08$).

La consistencia interna se evaluó a través del Alfa de Cronbach $> .70$ (Nunnally, 1978; Viladrich, 2017), las evidencias de validez convergente a través de los pesos de regresión estandarizados para las cargas de los ítems en los factores > 0.50 (Meyers et al., 2016), y las evidencias de validez discriminante a través de las correlaciones estandarizadas inter-factor $< .90$ (Kline, 2015).

Invarianza de medida

Se analizó la invarianza en función del género. El objetivo era conocer si el modelo resultante se mantenía estable para varones y mujeres. Se tomaron como criterios los valores de CFI y el índice de ajuste no centralizado (NCI), ya que

permitían identificar la invariancia de los parámetros y no estaban influenciados por la complejidad del modelo ni por el tamaño de la muestra (Milfont & Fischer, 2010). Se supusieron buenos indicadores cuando los incrementos de un modelo a otro no eran superiores a .01 para CFI, y .02 para NCI. Para analizar si existían diferencias significativas en función del género en el sentido de pertenencia, se realizaron pruebas de diferencia de medias (*t-test* para muestras independientes).

Resultados

Este apartado muestra los resultados de las pruebas de normalidad, del análisis factorial exploratorio y del análisis factorial confirmatorio, además del análisis de las evidencias de validez del instrumento y de la invariancia de medida.

Pruebas de normalidad

Se observó que los índices de asimetría y curtosis se encontraban por encima de 1.50 en varios elementos, lo que indicaba una distribución de las variables alejada de la normalidad. El análisis de normalidad multivariada mostró, a través de la prueba de Kolmogorov-Smirnov, que existían diferencias significativas entre la distribución observada y la distribución teórica normal especificada ($D(812)=.099$; $p<.001$), por lo tanto, la distribución de datos no se comportó de manera normal. Sin embargo, dado que este estadístico es sensible a muestras grandes, se aplicó el coeficiente Mardia (Cain et al., 2017). Se aceptó la normalidad multivariada mediante el coeficiente de Mardia, cuyo valor, de 26.02, resultó inferior a $p(p+2)$, siendo p el número de variables observadas (en nuestro caso, 10) (Cain et al., 2017).

Análisis factorial exploratorio

Se realizó un análisis factorial exploratorio con cada una de las submuestras, y los valores de adecuación muestral fueron los mismos, resultando satisfactorios tras la realización de la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO=.89$) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2=2215.8$ $df=45$, $p<.001$). Los valores de MSA normalizado se situaron entre .85 y .93, lo que indica que la matriz de correlación es adecuada para el análisis factorial, superando claramente el valor de .50.

La solución más satisfactoria, atendiendo a los criterios definidos anteriormente, se encontró con 10 ítems que se agrupaban en torno a 2 factores que explicaban el 66% de la varianza. El número de factores se decidió teniendo en cuenta los requisitos estipulados para la eliminación de los ítems y la facilidad para interpretar la solución. Los criterios fueron los siguientes: un índice de homogeneidad corregido (correlación ítem-total sin el ítem analizado) inferior a .40; aumento del alfa tras la eliminación del ítem de la subescala; comunalidad inferior a .30; o el peso del ítem en el factor inferior a .30 (Brown, 2015). En este proceso se eliminaron varios ítems. Los dos factores que emergieron se denominaron *integración social* (5 ítems), y *orgullo* (5 ítems), como se muestra en la Tabla 2.

La estructura factorial se mantuvo equivalente cuando se repitió el análisis con la otra submuestra, saturando los mismos ítems en los mismos factores. Se comprobó la presencia de casos Heywood, el índice EREC muestra valores inferiores a .20 entre los distintos pares de ítems y no aparece ningún doblete.

Siguiendo la recomendación, los ítems que mostraban comunalidades inferiores a .30 fueron eliminados uno a uno, comenzando por el ítem que mostraba menos carga en el factor correspondiente (como se ha indicado anteriormente). Los ítems que mostraban una carga superior en un factor que en el resto de los factores fueron retenidos en el factor más fuerte. Además, se examinó la matriz de correlaciones, identificando una correlación de .59 entre ambos factores. Por ello, se consideró que la escala presentaba evidencias de validez discriminante adecuadas.

La fiabilidad se refiere a la consistencia de los ítems. Se examinó el Alfa de Cronbach ($>.70$) (Nunally, 1978; Viladrich, 2017) y el coeficiente omega. Como se muestra en la Tabla 3, ambos estadísticos se encontraron por encima de .78, indicando un nivel de fiabilidad adecuado.

Si la multicolinealidad fuera problemática, la varianza podría explicarse por la superposición de ítems independientes. Se realizaron las siguientes pruebas de multicolinealidad:

Tabla 2. Análisis factorial exploratorio (AFE) de la escala de sentimiento de pertenencia. Submuestra 1

	F1	F2	M	SD	Asimetría	Curtosis	h^2
Factor 1: Integración social							
Interactúo socialmente con compañeros de clase dentro y fuera de la Universidad	0.94		6.21	1.28	-1.95	3.71	.79
Me siento integrado dentro de clase	0.93		6.08	1.25	-1.54	2.06	.81
Tengo afecto por mis compañeros	0.84		6.09	1.14	-1.37	1.67	.73
Tengo muchos amigos estudiando en esta Universidad	0.62		5.32	1.68	-0.99	0.30	.35
En la universidad me siento aceptado por los demás	0.56		6.39	0.91	-1.79	3.64	.63
Factor 2: Orgullo							
Estaría orgulloso de apoyar a mi universidad en lo que pueda en el futuro		0.84	6.02	1.20	-1.33	1.54	.70
Creo que hay suficientes recursos para los estudiantes en el campus		0.71	5.57	1.37	-1.02	0.88	.43
Me gusta que otros sepan que estudio en esta universidad		0.67	6.04	1.36	-1.45	1.53	.57
Los profesores muestran interés y compromiso en el aprendizaje de los estud.		0.63	5.24	1.30	-0.65	0.29	.36
Me siento a gusto en las instalaciones de la universidad: aulas, biblioteca, cafetería		0.62	6.13	1.19	-1.87	4.02	.43

Nota. M=media; DE=desviación estándar; h^2 =comunalidad; r =ítem total (índice de homogeneidad corregido).

- Que no existiera una correlación superior al .90 (Hair et al., 2014).

- Que ningún ítem mostrara un factor de inflación de varianza superior a 10 (Hair et al., 2014).

Estos análisis, junto con un nivel adecuado de fiabilidad y una muestra grande compensarían cualquier problema derivado de la multicolinealidad. En base a lo anterior, se aceptaron las pruebas de multicolinealidad.

La medida del índice de bondad de ajuste (GFI=.99), la raíz media cuadrática residual (RMSR=.02) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA=.04) indicaron la pertinencia del análisis factorial y el buen ajuste del modelo (Lloret et al., 2014).

Se calcularon los estadísticos descriptivos, como se muestra en la Tabla 2.

Análisis factorial confirmatorio

El análisis factorial confirmatorio (AFC) permitió, como se muestra en la Figura 1, confirmar la estructura del modelo propuesto.

El ajuste se refiere al grado en que el modelo propuesto describe las correlaciones de los datos. El ajuste es bueno si el modelo tiene en cuenta las mayores correlaciones entre las variables incluidas. Los datos se ajustaron bien al modelo especificado: el CFI (.99) y el TLI (.99), se encontraron por encima de la marca de los .90 (Meyers et al., 2016). Estos resultados sugieren que más del 99% de la varianza y covarianza del modelo especificado se ajustó adecuadamente a los datos. El valor del *root mean square error of approximation* (RMSEA=.05) se situó por debajo de la recomendación del límite superior $\leq .08$ (Meyers et al., 2016).

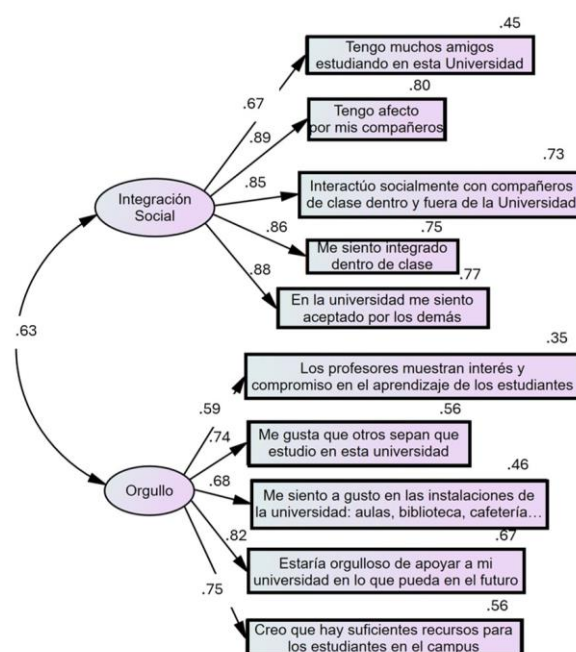


Figura 1. Análisis factorial confirmatorio (AFC) de la escala de sentimiento de pertenencia. Submuestra 2

Los coeficientes de regresión estandarizados de las cargas en los factores se situaron entre .59 y .89, todos por encima de la recomendación de .50 para evaluar las evidencias de validez convergente de cada factor (Hair et al., 2014). Las correlaciones estandarizadas inter-factor obtuvieron un .63, indicando que existían suficientes evidencias de validez discriminante ($< .90$) (Kline, 2015).

Invarianza de medida

Las medidas son invariantes cuando miembros de diferentes grupos que tienen la misma puntuación en el constructo medido, obtienen las mismas puntuaciones observadas en las escalas (Putnick & Bornstein, 2016). Se aplica cuando se quieren realizar comparaciones entre grupos. Dado

Tabla 3. Indicadores de fiabilidad de la escala por dimensión

	α	IC	ω	IC
Integración social	.83	[.79 - .86]	.84	[.80 - .87]
Orgullo	.78	[.73 - .82]	.78	[.73 - .82]

Nota. α : Alpha de Cronbach, IC: intervalo de confianza, ω : coeficiente omega.

Tabla 4. Modelos de invarianza factorial en función del género en la muestra total

	$\chi^2 (gl)$	$\Delta\chi^2$	CFI	ΔCFI	TLI	RMSEA	NCI	ΔNCI
1. Configural	110.25(68)	---	0.995	---	0.993	0.039	0.974	---
2. Métrica	145.91 (76)	35.67	0.991	-0.004	0.99	0.048	0.958	-0.017
3. Escalar	278.75 (124)	132.83	0.981	-0.010	0.986	0.056	0.909	-0.049
4. Estricta	278.75 (124)	0	0.981	0.000	0.986	0.056	0.909	0.000

Nota. $\chi^2 (gl)$ =estadístico ji cuadrado y grados de libertad; $\Delta\chi^2$ =incremento ji cuadrado respecto al modelo previo; CFI=Comparative fit index; ΔCFI =incremento CFI; TLI=Tucker-Lewis index; RMSEA=root mean square error of approximation; NCI=índice de ajuste no centralizado de McDonald; ΔNCI =incremento NCI.

que el género de los estudiantes es una variable clave a analizar, evaluamos la invarianza de medida. Se aplicó el análisis de la invarianza configural, métrica, escalar y estricta (Milfont & Fischer, 2010). Primero, el análisis de la invarianza configural indicó que la estructura factorial del constructo era igual en los dos grupos ($\chi^2(68)=110.25$, $p<.001$; CFI=.99; RMSEA=.04). Segundo, el análisis de la invarianza métrica, que se realizó restringiendo los coeficientes del patrón factorial para que fueran iguales, mostró unos valores adecuados. El incremento de CFI y NCI cumplió con los criterios anunciados lo que parece indicar que las cargas factoriales tendían a ser equivalentes en las dos muestras. Este resultado sugiere la invarianza de medición en los dos grupos, e indica, por tanto, que los ítems tienen relaciones similares con el constructo en los dos grupos. Tercero, el análisis de la invarianza escalar se refiere a que las puntuaciones obtenidas estaban relacionadas con el nivel de rasgo latente de los participantes, independientemente de su grupo. Se cumplió, con el criterio de incremento en el CFI, pero no en el NCI. Por último, se analizó la invarianza estricta, entendida como el mayor nivel de invarianza alcanzable entre estructuras factoriales. En este caso, se cumplieron los niveles adecuados de CFI y NCI. La Tabla 4 muestra el análisis de invarianza de medida realizado.

Tras el análisis de la invarianza de medida, se analizaron las diferencias en el sentido de pertenencia en función del género a través de la prueba *t de Student*, poniendo de manifiesto diferencias significativas en la dimensión *orgullo* ($t=2.74$; $p<.01$; $d=.24$), con un tamaño de efecto medio y puntuaciones más altas en mujeres ($M=5.83$; $SD=.90$) que en hombres ($M=5.61$; $SD=1.04$).

En la dimensión integración social no aparecen diferencias ($t=-.22$; $p=.83$), los hombres obtienen puntuaciones medias ($M=6.01$; $SD=1.99$) muy similares a las mujeres ($M=5.99$; $SD=1.07$).

Discusión y Conclusiones

El objetivo del estudio se ha conseguido, al elaborar y validar una escala de sentimiento de pertenencia a la universidad en español. Con ello se da un paso adelante en el ámbito de estudio, al crear y comenzar el proceso de validación de un instrumento de medición sólido (Allen et al., 2021b) basado en una revisión teórica y conceptual exhaustiva. Esta investigación, además de suponer un avance en el ámbito de estudio, supone un impulso para la ciencia y la investigación en España y el mundo hispanohablante, al crear y comenzar a validar un instrumento que pueda hacer avanzar la ciencia en el contexto hispano en el ámbito del sentimiento de pertenencia a la universidad.

La escala de sentido de pertenencia a la universidad (ESPU) está compuesta por 10 ítems seleccionados a través de AFE en dos submuestras y confirmados a través de AFC. Las evidencias de validez resultaron adecuadas y se obtuvieron dos dimensiones que contienen un mínimo de tres ítems por dimensión. Esta herramienta, desarrollada para su uso en el contexto español, es coherente con otras herramientas desarrolladas y aplicadas en otros contextos (Mahar et al., 2014).

En primer lugar, la dimensión *integración social* hace referencia a los sentimientos de los estudiantes respecto a sus compañeros, a su nivel de integración y aceptación, y las interacciones sociales que mantienen. Se trata de un factor que aparece en distintos estudios previos de

pertenencia (Brea, 2014, Hoffman et al., 2002; Slaten et al. 2018; Tovar & Simon, 2010).

En segundo lugar, la dimensión *orgullo* hace alusión a los sentimientos de orgullo por pertenecer a la universidad, dimensión que también aparece en estudios previos (Brea, 2014; Knehta et al., 2020; Slaten et al. 2018), y también incluye ítems relacionados con la percepción de los profesores, y de los recursos de la universidad, aspectos recogidos por distintos autores (Allen et al. 2018, Hoffman et al., 2002; Slaten et al. 2018; Tovar & Simon, 2010).

Aunque inicialmente se conceptualizó un instrumento compuesto por tres factores, las pruebas de análisis factorial realizadas identificaron únicamente dos de ellos. Dado que la técnica de AFE está dirigida por los datos, se aceptó la solución que cumplía con los requisitos de retención de los ítems y de los factores estipulados. Esa estructura factorial emergió de nuevo al repetir el AFE con la segunda submuestra, y la misma estructura fue confirmada con posterioridad en el AFC con una submuestra diferente. Por tanto, se aceptó la estructura bifactorial de la escala. Las dos dimensiones son coherentes con el modelo propuesto por Allen et al. (2021a) que alude a las habilidades sociales y a percepciones sobre pertenencia.

La fiabilidad de la escala alcanzó valores superiores a los .78 para las dos dimensiones, superando el criterio de referencia de .70 (Nunally, 1978; Viladrich, 2017) e indicando que presentaban evidencias de validez interna adecuadas, midiendo el constructo que pretendían medir.

La correlación entre factores (Figura 1) fue de .63 lo que podría sugerir la conveniencia de estudiar la unidimensionalidad de la escala en un futuro. Para ello habría que utilizar índices estadísticos de modelo bifactor como el *Explained Common Variance* (ECV), el *Percentage of Uncontaminated Correlations* (PUC) y el omega jerárquico (Domínguez-Lara y Rodríguez, 2017). No obstante, la correlación estandarizada inter-factor menor a .90 sugiere la existencia de dos factores diferenciados (Kline, 2015).

Los análisis relativos a la invarianza en base al género parecen afirmar, en base al CFI de los modelos examinados, que el instrumento se comporta de manera similar cuando es respondido

por hombres y mujeres. No obstante, la prueba de invarianza de medida en uno de los niveles (escalar), no alcanzó el nivel adecuado en base al NCI, aunque sí lo hizo en el resto de niveles (métrica, configural y estricta). Se recomienda que futuras investigaciones examinen esta situación en mayor detalle en muestras más heterogéneas. Este resultado permitirá analizar las diferencias en función del género de los estudiantes y continuar así con la línea de trabajo iniciada por (Kissinger et al., 2009). En esta línea, y teniendo como base los resultados presentados, se revelan diferencias en el factor *orgullo*, siendo mayor en las mujeres. Recomendamos continuar esta línea de estudio para esclarecer si se confirman los resultados obtenidos por Kissinger et al. (2009), que encontraban mayor *orgullo* en facultades de ingeniería cuando el número de mujeres era mayor.

La escala de sentimiento de pertenencia a la universidad (ESPU), puede ser utilizada para evaluar la efectividad de programas que buscan la integración de los estudiantes, como el mentoring universitario y el e-mentoring orientados a estudiantes de nuevo ingreso (Tinoco-Giraldo, 2020). Este tipo de programas tienen, entre sus objetivos explícitos, conseguir la integración de los nuevos alumnos, sin embargo, debido a la dificultad de la evaluación, la recogida de evidencias se dificulta. Esta escala podrá ser utilizada para poner en relación los programas de acompañamiento y el sentido de pertenencia y comprobar si el hecho de tener un mentor facilita que los nuevos estudiantes se sientan parte de la universidad. Se podría evaluar el sentimiento de pertenencia como resultados de estos programas, y hacerlo a través de la evaluación de las autopercepciones, de los sentimientos subjetivos de conexión e integración de los estudiantes con su institución y la comunidad universitaria (Mauder 2018).

Disponer de un instrumento para evaluar el sentido de pertenencia en la universidad permitirá, además, disponer de un indicador para evaluar el nivel de integración y utilizarlo como predictor de variables criterio como la permanencia o el abandono universitario, el rendimiento académico, la salud y el bienestar, etc. (Barroso et al., 2022); además de otras variables relevantes en contextos universitarios, como se ha comentado en la introducción.

El cuestionario de pertenencia puede ser utilizado también como base o diagnóstico previo a la implementación de intervenciones orientadas a incrementar la pertenencia, como pueden ser los programas de acompañamiento a través de mentoría, tutoría o acogida (Tinoco-Giraldo, 2020); las actividades transversales (no ligadas a asignaturas) que potencien la participación entre estudiantes y profesorado, así como la utilización de metodologías como el trabajo en equipo o el aprendizaje cooperativo (St-Amand et al., 2017).

Los resultados presentados muestran principios de evidencia de la validación de la escala de sentimiento de pertenencia (ESPU) en la población universitaria española. Recomendamos aplicar el cuestionario con diversas muestras procedentes de universidades de diferentes regiones españolas (Milfont & Fischer, 2010), además de utilizar una técnica de muestreo aleatorio para validar el cuestionario en el conjunto de la población española.

Recomendamos también la adaptación del cuestionario para su uso en otros países hispanohablantes en los que la herramienta puede resultar útil y tener un buen encaje cultural.

Cabe destacar que hubiera sido interesante relacionar las puntuaciones obtenidas a través de autopercepciones con puntuaciones obtenidas tras la aplicación de otros instrumentos de observación directa para evaluar la pertenencia. Dado que no se realizó este tipo de contraste, no podemos descartar el efecto de la deseabilidad social. Se recomienda utilizar este tipo de técnicas en futuros estudios para triangular los resultados.

También resultaría de interés la realización de estudios longitudinales que permitiesen analizar las posibles oscilaciones en la pertenencia a medida que se avanza en los estudios.

En conclusión, este artículo presenta evidencias iniciales para la validación de la escala de sentimiento de pertenencia a la universidad (ESPU) en el contexto español. Los resultados obtenidos apoyan los planteamientos teóricos e invitan a continuar la investigación en pro de la obtención de un instrumento validado en el amplio contexto español.

Datos

Los datos de este estudio se encuentran publicados en abierto en la plataforma OSF del

Center for Open Science: Alonso-García, M. A., & González-Ortiz-de-Zárate, A. (2024, February 11). Sentido de pertenencia a la universidad. Retrieved from osf.io/94qyt

Referencias

- Allen, K. A. (2020). *The psychology of belonging*. Routledge.
<https://doi.org/10.4324/9780429327681>
- Allen, K. A., Arslan, G., Craig, H., Arefi, S., Yaghoobzadeh, A., & Nia, A. S. (2021a). The psychometric evaluation of the sense of belonging instrument (SOBI) with Iranian older adults. *BMC Geriatrics*, *21*(1), 211. <https://doi.org/10.1186/s12877-021-02115-y>
- Allen, K. A., Gray, D. L., Baumeister, R. F., & Leary, M. R. (2022). The need to belong: A deep dive into the origins, implications, and future of a foundational construct. *Educational Psychology Review*, *34*(2), 1133-1156. <https://doi.org/10.1007/s10648-021-09633-6>
- Allen, K., Kern, M. L., Vella-Brodrick, Hattie, J., & Waters, L. (2018). What schools need to know about fostering school belonging: A meta-analysis. *Educational Psychology Review*, *30*, 1–34
<https://doi.org/10.1007/s10648-016-9389-8>
- Allen, K. A., Kern, M. L., Rozek, C. S., McInerney, D. M., & Slavich, G. M. (2021b). Belonging: A review of conceptual issues, an integrative framework, and directions for future research. *Australian Journal of Psychology*, *73*(1), 87-102. <https://doi.org/10.1080/00049530.2021.1883409>
- Barroso, P. C. F., Oliveira, Í. M., Noronha-Sousa, D., Noronha, A., Mateus, C. C., Vázquez-Justo, E., & Costa-Lobo, C. (2022). Dropout factors in higher education: A literature review. *Psicologia Escolar e Educacional*, *26*. <https://doi.org/10.1590/2175-35392022228736T>
- Boateng, G. O., Neilands, T. B., Frongillo, E. A., Melgar-Quinonez, H. R., & Young, S. L. (2018). Best practices for developing and validating scales for health, social, and behavioral research: A primer. *Frontiers in Public Health*, *6*, 149. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2018.00149>
- Brea, L. M. (2014). *Factores determinantes del sentido de pertenencia de los estudiantes de*

- Arquitectura de la Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra, Campus Santo Tomás de Aquino* [Tesis doctoral] Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra. <http://www.tdx.cat/bitstream/handle/10803/284952/TLMBA.pdf?sequence=1>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford Publications.
- Cain, M. K., Zhang, Z., & Yuan, K. H. (2017). Univariate and multivariate skewness and kurtosis for measuring nonnormality: Prevalence, influence and estimation. *Behavior Research Methods*, 49(5), 1716-1735. <https://doi.org/10.3758/s13428-016-0814-1>
- Chan, M., Sharkey, J. D., Nylund-Gibson, K., Dowdy, E., & Furlong, M. J. (2022). Social support profiles associations with adolescents' psychological and academic functioning. *Journal of School Psychology*, 91, 160-177. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2022.01.006>
- Fernández-Mellizo (2022). *Análisis del abandono de los estudiantes de grado en las universidades presenciales en España*. Programa Editorial del Ministerio de Universidades. https://www.universidades.gob.es/stfls/universidades/ministerio/ficheros/14_Informe_abandono_para_maquetar.pdf
- Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., Hernández-Dorado, A., & Muñoz, J. (2022). Decálogo para el Análisis Factorial de los Ítems de un Test. *Phicothema*, 34 (1), 7-1. <https://doi.org/10.7334/psicothema2021.456>
- Freeman, T. M., Anderman, L. H., & Jensen, J. M. (2010). Sense of belonging in College Freshmen at the classroom and campus levels. *The Journal of Experimental Education*, 75(3), 203-220. <https://doi.org/10.3200/JEXE.75.3.203-220>
- Goodenow, C., & Grady, K.E. (1993). The relationship of school belonging and friends' values to academic motivation among urban adolescent students. *Journal of Experimental Education*, 62, 60-71. <https://doi.org/10.1080/00220973.1993.9943831>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2014). *Multivariate data analysis*. Pearson New International Edition, Pearson Education Limited, Essex.
- Hancock, G. R., & An, J. (2020). A closed-form alternative for estimating omega reliability under unidimensionality. *Measurement: Interdisciplinary Research and Perspective*, 18, 1-14. <https://doi.org/10.1080/15366367.2019.1656049>
- Hirsch, J. L., & Clark, M. S. (2019). Multiple paths to belonging that we should study together. *Perspectives on Psychological Science*, 14(2), 238-255. <https://doi.org/10.1177/1745691618803629>
- Hoffman, M., Richmond, J. Marrow, J., & Salomone, K. (2002). Investigating 'Sense of Belonging' in first year college students. *Journal of College Student Retention: Research, Theory & Practice*, 4(3), 227-256. <https://doi.org/10.2190/DRYC-CXQ9-JQ8V-HT4V>
- Kissinger, J., Campbell, R. C., Lombrozo, A., & Wilson, D. (2009). The role of gender in belonging and sense of community. In *39th IEEE Frontiers in Education Conference* (pp. 1-6). IEEE. <http://archive.fie-conference.org/fie2009/papers/1515.pdf>
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford publications. <https://doi.org/10.1080/10705511.2012.687667>
- Knisely, K. A., & Wind, S. A. (2017). Desarrollando un cuestionario exploratorio de la sensación de pertenencia relacionado al aprendizaje de idiomas utilizando la teoría de medición educacional de Rasch. *Pensamiento Educativo. Revista de Investigación Educativa Latinoamericana*, 54(2), 1-20. <https://doi.org/10.7764/PEL.54.2.2017.2>
- Knekta, E., Chatzikyriakidou, K., & McCartney, M. (2020). Evaluation of a questionnaire measuring university students' sense of belonging to and involvement in a biology department. *CBE—Life Sciences Education*, 19(27), 1-14. <https://doi.org/10.1187/cbe.19-09-0166>
- La Moncloa (2022). *La inversión pública en educación alcanza su máximo histórico con 55.265,8 millones en 2020*. La Moncloa. <https://cutt.ly/9KFN8cn>

- Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A., & Tomás, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30, 1151-1169.
<https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Lorenzo-Seva, U. & Ferrando, P. J. (2023). Manual of the program Factor. Universitat Rovira i Virgili.
https://www.psicologia.urv.cat/media/upload/domain_2082/arxiu/Utilitats/factor/index.html
- Mahar, A. L., Cobigo, V., & Stuart, H. (2014). Comments on measuring belonging as a service outcome. *Journal on Developmental Disabilities*, 20(2), 20–33.
https://oadd.org/wp-content/uploads/2014/12/41018_JoDD_20-2_v11f_20-33_mahar_et_al.pdf
- Maluenda, J., Varas, M., Díaz, A., & Bernardo, A. B. (2020). Propiedades psicométricas del University Student Engagement Inventory en estudiantes de Ingeniería Chilenos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 4, 57, 77-90
- Mauder, R. E. (2018). Students' peer relationships and their contribution to university adjustment: The need to belong in the university community. *Journal of Further and Higher Education*, 42, 756–768.
<http://doi.org/10.1080/0309877X.2017.1311996>
- Meyers, L. S., Gamst, G., & Guarino, A. J. (2016). *Applied multivariate research: Design and interpretation*. Sage publications.
- Milfont, T. L., & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research*, 3(1), 111-130.
<https://doi.org/10.21500/20112084.857>
- Navarro, J. J., de Toro, X., Lara, L., & Saracostti, M. (2021). Validación de un Instrumento de Medición de Factores Contextuales Relacionados con el Compromiso Escolar. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 59, 2, 109-124
- Myint, K. M., & Khaing, N. N. (2020). Factors influencing academic engagement of university students: A meta-analysis study. *Journal of Myanmar Academic Arts and Sciences*, 18, 185-199.
http://www.maas.edu.mm/Research/download_details.php?id=1304
- Nieuwoudt, J. E., & Pedler, M. L. (2021). Student retention in higher education: Why students choose to remain at university. *Journal of College Student Retention: Research, Theory & Practice*, 46(3), 397-408.
<https://doi.org/10.1177/1521025120985228>
- Nunally, J. (1978). *Psychometric theory*. McGraw-Hill.
- O'Keeffe, P. (2013). A sense of belonging: Improving student retention. *College Student Journal*, 47(4), 605-613.
- Osborne, J. W., & Costello, A. B. (2004). Sample size and subject to item ratio in principal components analysis. *Practical Assessment Research Evaluation*, 99, 1–15.
<https://doi.org/10.7275/ktzq-jq66>
- Peacock, S., Cowan, J., Irvine, L., & Williams, J. (2020). An exploration into the importance of a sense of belonging for online learners. *International Review of Research in Open and Distributed Learning*, 21(2), 18-35.
<https://doi.org/10.19173/irrodl.v20i5.4539>
- Pedler, M. L., Willis, R., & Nieuwoudt, J. E. (2022). A sense of belonging at university: Student retention, motivation and enjoyment. *Journal of Further and Higher Education*, 46(3), 397-408.
<https://doi.org/10.1080/0309877X.2021.1955844>
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90.
<https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Slaten, C. D., Elison, Z. M., Deemer, E. D., Hughes, H. A., & Shemwell, D. A. (2018). The development and validation of the university belonging questionnaire. *The Journal of Experimental Education*, 86(4), 633-651.
<https://doi.org/10.1080/00220973.2017.1339009>
- Slaten, C. D., Ferguson, J. K., Allen, K. A., Brodrick, D. V., & Waters, L. (2016). School belonging: A review of the history, current trends, and future directions. *The Educational*

- and Developmental Psychologist*, 33(1), 1-15.
<https://doi.org/10.1017/edp.2016.6>
- Stewart, M. (2012). *The Spanish language today*.
Routledge.
<https://doi.org/10.4324/9780203061206>
- Tang, C., Thyer, L., Bye, R., Kenny, B., Tulliani, N., Peel, N., ... & Dark, L. (2023). Impact of online learning on sense of belonging among first year clinical health students during COVID-19: Student and academic perspectives. *BMC Medical Education*, 23(1), 100.
<https://doi.org/10.1186/s12909-023-04061-2>
- Tinoco-Giraldo, H., Torrecilla Sanchez, E. M., & García-Peñalvo, F. J. (2020). E-mentoring in higher education: A structured literature review and implications for future research. *Sustainability*, 12(11), 4344.
<https://doi.org/10.3390/su12114344>
- Tovar, E., & Simon, M. A. (2010). Factorial structure and invariance analysis of the sense of belonging scales. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(3), 199-217.
<https://doi.org/10.1177/0748175610384811>
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). Un viaje alrededor de alfa y omega para estimar la fiabilidad de consistencia interna. *Anales de Psicología / Annals of Psychology*, 33(3), 755-782.
<https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>
- Willms, J. D. (2000). Monitoring school performance for 'standards-based reform'. *Evaluation & Research in Education*, 14, 237-253.
<https://doi.org/10.1080/09500790008666976>