Universidade Vigo

Revista de Investigación en Educación, 2025, 23(1), 26-41
DOI: https://doi.org/10.35869/reined. v23i1.6107
https://revistas.webs.uvigo.es/index.php/reined
ISSN 1697-5200 | e-ISSN 2172-3427

Adaptación y validación del Inventario Breve de Claridad Docente en población universitaria española

Adaptation and validation of the Teacher Clarity Short Inventory in Spanish university students

Facundo Froment[1], Ana López-Medialdea[2], Manuel de-Besa Gutiérrez[3], Javier Gil Flores[4]

[1] Universidad de Extremadura *facundofroment@unex.es*
[2] Universidad de Extremadura *almedialdea@unex.es*
[3] Universidad de Cádiz *manuel.debesa@uca.es*
[4] Universidad de Sevilla *jflores@us.es*

Recibido: 10/10/2024
Aceptado: 24/3/2025

Copyright ©
Facultad de CC. de la Educación y Deporte.
Universidad de Vigo

Dirección de contacto:
Facundo Froment
Facultad de Educación y Psicología
Universidad de Extremadura
Avenida de Elvas s/n
06006 Badajoz

Resumen

La claridad docente constituye uno de los comportamientos docentes más efectivos en el aula, incidiendo en diferentes variables asociadas al proceso de aprendizaje del alumnado. Sin embargo, no se han encontrado instrumentos que midan las percepciones de los estudiantes sobre la claridad del profesorado en el contexto universitario español, por lo que, por esta razón, se decide llevar a cabo el presente estudio. Así, el objetivo principal de esta investigación consistió en adaptar el Inventario Breve de Claridad Docente en población universitaria española, analizando su estructura factorial, su fiabilidad y su validez. La muestra estuvo compuesta por 333 estudiantes del Grado en Educación Infantil y del Grado en Educación Primaria de la Universidad de Extremadura. Los resultados del análisis factorial confirmatorio rechazan el modelo unifactorial y respaldan el modelo de dos factores. Asimismo, la fiabilidad del inventario es adecuada al generar valores óptimos de alpha de Cronbach, omega de McDonald y fiabilidad compuesta, y la validez convergente es apropiada ateniendo al AVE. Finalmente, el inventario muestra evidencias de validez concurrente con la credibilidad docente, con la satisfacción académica y con la motivación estado del estudiantado universitario. Se concluye que el modelo bifactorial del Inventario Breve de Claridad Docente presenta propiedades psicométricas satisfactorias para evaluar la claridad del profesorado universitario.

Palabras clave

Adaptación, Propiedades Psicométricas, Claridad Docente, Profesorado Universitario, Estudiantes Universitarios

Abstract

Teacher clarity constitutes one of the most effective teaching behaviors in the classroom, influencing different variables associated with the students' learning process. However, no instruments have been found that measure students' perceptions of teacher clarity in the Spanish university context, so, for this reason, it was decided to carry out the present study. Thus, the main objective of this research was to adapt the Teacher Clarity Short Inventory in Spanish university students, analyzing its

factor structure, its reliability and its validity. The sample was made up of 333 students from the Degree in Early Childhood Education and the Degree in Primary Education from the University of Extremadura. The results of the confirmatory factor analysis reject the single-factor model and support the two-factor model. Likewise, the reliability of the inventory is adequate by generating optimal values of Cronbach's alpha, McDonald's omega and composite reliability and the convergent validity is satisfactory according to AVE. Finally, the inventory shows evidence of concurrent validity with instructor credibility, academic satisfaction and state motivation of university students. It is concluded that the bifactor model of the Teacher Clarity Short Inventory presents satisfactory psychometric properties to evaluate the clarity of university teachers.

Key Words

Adaptation, Psychometric Properties, Teacher Clarity, University Professors, University Students

1. INTRODUCCIÓN

El comportamiento que adopta el profesorado en su práctica docente puede determinar el desempeño académico de los estudiantes, llegando a facilitar la adquisición de aprendizajes. En este sentido, se han estudiado diferentes comportamientos docentes entre los que destaca la claridad docente. La claridad docente constituye uno de los comportamientos del profesorado más efectivos en el aula, incidiendo en el proceso de aprendizaje del alumnado (Rosenshine, 1971; Rosenshine y Furst, 1971).

Estudios previos han señalado que la claridad docente se trata de un componente relevante que conduce al éxito de la enseñanza de los estudiantes (Titsworth y Mazer, 2010). La claridad docente puede definirse como las percepciones de los estudiantes sobre los comportamientos estructurales y las señales de comunicación verbales y no verbales que conducen a la comprensión y facilitan la asimilación de los contenidos del curso por parte de los estudiantes (Chesebro y McCroskey, 2001; Violanti et al., 2018). Por lo tanto, los docentes que son claros en su práctica docente se caracterizan por ser buenos comunicadores, facilitando la comprensión y el aprendizaje de los contenidos a sus estudiantes (Zheng, 2021a). Bolkan (2017) hace referencia a estrategias y enfoques que utiliza el docente para asegurarse que sus estudiantes puedan llegar a alcanzar y afianzar los contenidos del curso cuando define el término claridad docente.

Como ejemplos de comportamientos asociados a la claridad docente, Limperos et al. (2015) hacen referencia al uso de elementos visuales, la revisión y vista previa de los contenidos del curso, resaltar ideas principales, la presentación de ejemplos y la paráfrasis de contenidos. Otros autores destacan la capacidad para expresar sus ideas, simplificar contenidos complejos, proporcionar ejemplos relevantes y proporcionar instrucciones claras, lo que puede utilizarse para medir su claridad (Alles et al., 2018; Comadena et al., 2007; Titsworth et al., 2015). Además, la capacidad de los profesores para proporcionar respuestas directas y concisas a las preguntas e inquietudes de los estudiantes también puede servir como evidencia de su claridad (Chesebro y McCroskey, 2001).

Estudios previos han señalado el impacto positivo de la claridad docente sobre el aprendizaje de los estudiantes debido a que facilita que estos mejoren el procesamiento de los contenidos (Bolkan et al., 2016; Titsworth et al., 2015; Titsworth y Mazer, 2010). El metaanálisis llevado a cabo por Titsworth et al. (2015) evidenció esta relación entre la

claridad docente y el aprendizaje, tanto a nivel afectivo como cognitivo. Entre la justificación de la relevancia de la claridad docente, Bolkan et al. (2015) señalan que los profesores que son claros en sus prácticas educativas contribuyen a la capacidad de sus estudiantes para asociar la nueva información que reciben con información más antigua y que ya tenían interiorizada, produciéndose de esta manera un aprendizaje significativo, procesando la información desde un enfoque más profundo.

Asimismo, la claridad docente se ha asociado a una serie de variables que inciden en el aprendizaje de los estudiantes. En este sentido, se han encontrado relaciones entre las percepciones del alumnado sobre la inmediatez del docente (Comadena et al., 2007 ; Titsworth et al., 2015) y sobre la credibilidad docente (Schrodt et al., 2009; Zheng, 2021a). Otros estudios han evidenciado que aquellos estudiantes que perciben que el profesorado es claro a la hora de llevar a cabo su práctica docente presentan niveles más altos de compromiso académico (Zheng, 2021b), de motivación académica (Bolkan et al., 2015; Comadena et al., 2007; Goke et al., 2021; Pečiuliauskienė, 2023) o de satisfacción académica (Garland y Violanti, 2021; Goodboy et al., 2009; Myers et al., 2014; Riapina, 2021).

Para medir la claridad docente, Chesebro y McCroskey (1998) desarrollaron un instrumento denominado Teacher Clarity Short Inventory (TCSI). De acuerdo con estos autores, el instrumento posee una estructura unidimensional capaz de aglutinar en un mismo factor los ítems que aluden a la claridad en la presentación de contenidos y los que se corresponden con la claridad en la comunicación sobre los procesos de clase. Chesebro y McCroskey (1998) realizaron la validación del cuestionario midiendo su fiabilidad, obteniendo la escala un alfa de ,92.

Estudios posteriores confirmaron la estructura de un solo factor a través del análisis factorial confirmatorio (Johnson, 2013; Kelly y Gaytan, 2020). La validación de la escala de claridad docente realizada por Johnson (2013) mostró valores similares en el alfa (,89) y confirmó la estructura de una sola dimensión con valores que representaban un ajuste adecuado del modelo (CFI=,97 y RMSEA=,067). Los resultados obtenidos por Kelly y Gaytan (2020) a través del análisis factorial confirmatorio de la escala de claridad docente mostraron en un primer momento problemas en el ajuste de modelo de un solo factor. Sin embargo, los autores eliminaron dos ítems, obteniendo unos valores de ajuste adecuados (GFI= ,97 y RMSEA= ,06).

Atendiendo a la ausencia de un instrumento válido y fiable en español que permita medir la claridad docente en el contexto universitario, se presenta como objetivo del presente estudio la adaptación del Inventario de Claridad Docente en la versión reducida (*Teacher Clarity Short Inventory – TCSI*) propuesta por Chesebro y McCroskey (1998) en población universitaria española. Tomando como punto de partida las respuestas de una muestra de estudiantes universitarios a quienes se administró el instrumento, se contrastará la estructura factorial unidimensional propuesta por los autores frente al modelo de dos factores asociados a cada uno de los contenidos incluidos en el inventario, es decir, claridad en los contenidos y claridad en la comunicación. Igualmente, se aportarán, por una parte, evidencias sobre fiabilidad atendiendo a los coeficientes alfa de Cronbach, omega de McDonald y fiabilidad compuesta (CR) y, por otra parte, evidencias sobre la validez convergente del inventario según la varianza extraída media (AVE) y la validez concurrente de acuerdo a su relación con la credibilidad docente, con la satisfacción académica y con la motivación estado del alumnado universitario.

2. MÉTODO

2.1. Diseño

El estudio es descriptivo, de carácter cuantitativo, por encuesta transversal para la recogida de datos (Cubo et al., 2011).

2.2. Participantes

En esta investigación la muestra está constituida por 333 estudiantes de la Universidad de Extremadura, pertenecientes al Grado en Educación Infantil (68,5%) y al Grado en Educación Primaria (31,5%). La media de edad de los participantes es de 19,98 (DT= 2,52), de los cuales 268 son mujeres y 65 son hombres, representando respectivamente el 80,5% y el 19,5% de la muestra final de participantes.

2.3. Instrumentos

Se utilizó el Inventario Breve de Claridad Docente (Chesebro y McCroskey, 1998) para su adaptación al español. Es un instrumento que presenta una estructura unifactorial compuesto por 10 ítems, de los cuales 6 están redactados de forma positiva y 4 de forma negativa, cuyos valores de respuesta se sitúan entre 1 (totalmente en desacuerdo) y 5 (totalmente de acuerdo) atendiendo a un/a profesor/a en concreto (Anexo 1). De acuerdo a Chesebro y McCroskey (1998), el inventario tiene una consistencia interna adecuada al presentar un valor de alpha de Cronbach de 0,92.

Para evaluar la validez concurrente del Inventario Breve de Claridad docente, se utilizaron diversos instrumentos. En primer lugar, se aplicó la Escala de Credibilidad en Profesores Universitarios (Froment et al., 2019), formada por las dimensiones de Competencia, Buena Voluntad y Confianza, las cuales contienen 6 adjetivos de carácter bipolar en cada una. Los y las estudiantes universitarias deben responder a la escala atendiendo a valores situados entre el 1 y 7, según la percepción que tengan sobre el o la docente a evaluar. El instrumento presenta una fiabilidad adecuada al ofrecer un valor de alpha de Cronbach de 0,94 para la escala global y de 0,85 para Competencia, 0,87 para Buena Voluntad y 0,92 para Confianza.

Asimismo, se empleó la Escala de Motivación Estado (Froment et al., 2021), la cual presenta un único factor y está formada por 12 adjetivos bipolares con valores situados entre 1 (polo negativo) y 7 (polo positivo). Cuanto mayor sea la aproximación hacia uno de los dos polos, mayor garantía habrá de que el adjetivo se asocia con los sentimientos de los estudiantes universitarios con respecto a la clase. El instrumento presenta una fiabilidad adecuada al tener un valor de alpha de Cronbach de 0,94.

En último lugar, se utilizó la Escala de Satisfacción Académica (Vergara-Morales et al., 2018), formada por un solo factor que alberga siete ítems. Los y las estudiantes universitarias deben contestar de acuerdo a valores que abarcan desde el 1 (totalmente en desacuerdo) hasta el 7 (totalmente de acuerdo). El instrumento presenta una fiabilidad adecuada al contener un valor de alpha de Cronbach de 0,96.

2.4. Procedimiento

Se llevó a cabo el método de traducción inversa (Hambleton y Patsula, 1999; Hambleton et al., 2005) para realizar la traducción al español de los ítems que conforman el Inventario Breve de Claridad Docente ya que constituye uno de los procedimientos más adecuados para garantizar y determinar la equivalencia entre la versión en inglés y en castellano de los instrumentos de medida (Hambleton y de Jong, 2003; Van de Vijver y Hambleton, 1996). Para desarrollar este proceso, el equipo de investigación realizó en primera instancia una traducción inicial al español de la versión original en inglés del Inventario Breve de Claridad Docente. Posteriormente, una persona bilingüe que no tenía conocimiento sobre la versión original del inventario llevó a cabo la traducción del mismo en español al inglés. Luego, los componentes del grupo de investigación realizaron una comparación entre los ítems originales en inglés con la adaptación española del inventario para detectar posibles errores o imprecisiones en cuanto al significado. Por último, teniendo en consideración este análisis, se aplicaron los cambios pertinentes para configurar la adaptación al español del Inventario Breve de Claridad Docente.

Con respecto al procedimiento relacionado con la recopilación de datos, se contó con la colaboración profesores y profesoras de la Facultad de Educación y Psicología de la Universidad de Extremadura, facilitando el acceso a sus aulas para realizar la investigación. Los estudiantes completaron voluntariamente, mediante un consentimiento previo, el Inventario Breve de Claridad Docente, la Escala de Credibilidad en Profesores Universitarios, la Escala de Motivación Estado y la Escala de Satisfacción Académica en formato lápiz y papel, aproximadamente en 20 minutos. Se instó, por un lado, al alumnado a responder con sinceridad, afirmándoles que los datos recogidos eran anónimos y confidenciales y, por otra parte, al profesorado a abandonar el aula, para evitar con ello que su presencia pudiera influir en las respuestas de los estudiantes. Finalmente, los datos recogidos se procesaron en una base de datos para analizarlos posteriormente.

2.5. Análisis de datos

En primer lugar, se realizó el cálculo de estadísticos descriptivos para los 10 ítems que componen el Inventario Breve de Claridad Docente. En concreto, se obtuvieron las medias y desviaciones típicas alcanzadas en cada ítem, así como medidas de forma (asimetría, curtosis) en las que nos basamos para valorar la normalidad de las variables.

Posteriormente, el análisis de la estructura factorial del instrumento se ejecutó mediante sendos análisis factoriales confirmatorios para los modelos de uno y dos factores. Teniendo en cuenta que las respuestas a los ítems se expresan en una escala Likert de cinco grados, no es posible asumir que estas variables estén medidas en nivel de intervalo y tengan carácter continuo. Del mismo modo, los análisis de forma realizados para la distribución de las variables indican falta de ajuste al modelo normal. En consecuencia, se recurrió al método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados ya que no plantea supuestos sobre la distribución de los ítems y es aplicable a variables categóricas. Las medidas calculadas para valorar la bondad de ajuste de ambos modelos han sido la raíz del residuo cuadrático promedio (RMR), el índice de bondad de ajuste (GFI), el índice de bondad de ajuste corregido (AGFI) y el índice de ajuste normalizado (NFI). A continuación, la fiabilidad se examinó utilizando los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald, cuyos valores deben superar el umbral de 0,70

(McDonald, 1999; Nunnally y Bernstein, 1994) y la fiabilidad compuesta (CR), que debe ser superior a 0,80 para establecer una consistencia interna apropiada (Netemeyer et al., 2003). Asimismo, se ha calculado la varianza extraída media (AVE), cuyos valores deben ser superiores a 0,50 para ser indicativo de una adecuada validez convergente. Por último, se analizaron evidencias de validez concurrente del Inventario Breve de Claridad Docente, la cual se alcanza cuando una medida correlaciona apropiadamente con la obtenida por medio de otro instrumento ya validado que mide otro constructo relacionado, o bien el mismo constructo (Campbell y Fiske, 1959). Este análisis se ejecutó por medio del cálculo de la correlación de Spearman entre la claridad docente con las variables credibilidad docente, satisfacción académica y motivación estado, teniendo como referencia los siguientes valores para la interpretación de los coeficientes (Tabachnick y Fidell, 2021): $0<r<0,2$ (correlación muy baja); $0,2<r<0,4$ (correlación baja); $0,4<r<0,6$ (correlación moderada); $0,6<r<0,8$ (correlación alta) y $0,8<r<1$ (correlación muy alta). Los análisis se llevaron a cabo utilizando los paquetes estadísticos SPSS y AMOS en su versión 29.

3. RESULTADOS

3.1. Descripción de los ítems

Los estudiantes avalan la claridad docente de su profesorado, al registrarse medias altas para la mayor parte de los ítems (Tabla 1). La puntuación más alta se registró para el ítem 1 (media 4,14), que hace referencia a la claridad en la definición de los conceptos principales. Destacan también puntuaciones medias por encima del valor 4 logradas para la claridad en los objetivos del curso, la claridad al impartir docencia, la claridad en las clases, la claridad en los ejemplos utilizados y, para el grado en que el profesor se hace entender. Las medias menos elevadas, situadas por debajo del valor 4, corresponden a ítems que hacen referencia a la claridad en las respuestas del profesor a las preguntas de los estudiantes, la claridad al definir las pautas tanto para las tareas de clase como fuera de clase, y en general, la comunicación del profesor dentro del aula. Por tanto, el alumnado considera que sus profesores resultan claros, aunque en mayor medida en lo que respecta a la presentación de contenidos que en lo referente a la comunicación sobre los procesos desarrollados en el aula o fuera del aula.

La distribución de las puntuaciones presenta en todos los ítems una asimetría negativa, con índices comprendidos entre -0,442 y -1,531. Varios ítems presentan una elevada curtosis, que da lugar a valores por encima de 3 (ítems 1 y 6) o incluso 4 (ítem 3). La asimetría y curtosis registradas para los ítems no apoyan el supuesto de normalidad.

Ítems	M	DT	Asimetría	Curtosis
1. El profesor/La profesora define claramente los conceptos principales	4,14	,867	-1,526	3,290
2. Las respuestas del profesor/a las preguntas de los estudiantes no son claras	3,43	1,326	-,442	-1,083
3. En general, entiendo al profesor/a	4,11	,805	-1,531	4,059
4. Las tareas asignadas para la clase tienen pautas poco claras	3,72	1,204	-,765	-,429
5. Los objetivos del profesor/a para el curso son claros	4,13	,877	-1,386	2,748
6. El profesor/La profesora es claro/a en sus clases	4,11	,856	-1,391	3,025
7. El profesor/La profesora no tiene claridad a la hora de definir pautas para las tareas fuera de clase	3,62	1,304	-,593	-,883

8. El profesor/La profesora usa ejemplos claros y relevantes	4,08	,868	-1,293	2,458
9. En general, diría que la comunicación del profesor/a en el aula no es clara	3,92	1,124	-,998	,142
10. El profesor/La profesora imparte docencia con claridad	4,13	,826	-1,302	2,870

Tabla 1. Estadísticos descriptivos para los ítems del Inventario Breve de Claridad Docente

3.2. Estructura factorial

En primer lugar, se valoró la matriz de correlaciones, con el fin de determinar su idoneidad para la extracción de factores. Para ello, se atendieron al test de esfericidad de Barlett ($\chi 2$=6774,057; gl=120; p<,001) y en la medida KMO de adecuación de muestreo (0,897). Ambos análisis corroboran la adecuación de las correlaciones para llevar a cabo la factorización.

En la Tabla 2 se muestran los índices de bondad de ajuste para los modelos obtenidos mediante análisis factorial confirmatorio. El primer modelo presupone una estructura unidimensional del inventario, que permitiría medir un único factor que se corresponde con la claridad docente (Anexo 2). En un segundo modelo, se ha considerado la estructura bidimensional, entendiendo que la claridad docente puede ser valorada como claridad en la presentación de contenidos y claridad de la comunicación en los procesos desarrollados en las clases.

Modelo	GFI	AGFI	NFI	RMR
Un factor	0,789	0,668	0,619	0,235
Dos factores	0,996	0,994	0,993	0,032

Tabla 2. Índices de bondad de ajuste para los modelos de uno y dos factores

De cara a valorar la bondad de ajuste en ambos modelos, se consideraron las pautas de interpretación dadas por diferentes autores para los índices que se han calculado (Byrne, 2001; Hu y Bentler, 1999; Kline, 2005; Marsh et al., 2004). Para el modelo de un factor, los índices GFI, AGFI y NFI se distancian considerablemente del valor 0,90, lo que hubiera implicado un ajuste aceptable del modelo a los datos observados. En cambio, en el modelo de dos factores estos índices superan claramente el valor 0,99, claramente por encima del nivel 0,95 que denotaría un buen ajuste. En lo que respecta al índice RMR, valores por encima de 0,08 se consideran inaceptables. Sin embargo, en el modelo unifactorial RMR se eleva a 0,235, lo que revela una falta de bondad de ajuste en el modelo. En el caso del modelo bifactorial, este mismo índice se encuentra más próximo del valor cero que indicaría el ajuste perfecto. Concretamente, el valor alcanzado 0,032 se sitúa por debajo de la cota de 0,05 que indicaría un ajuste óptimo.

En consecuencia, para la versión en español del Inventario Breve de Claridad Docente el modelo unifactorial debe ser rechazado por su falta de ajuste a los datos observados, mientras que las evidencias recogidas respaldan claramente el modelo de dos factores, cuya bondad de ajuste es muy elevada. En la Figura 1 se representa el modelo de dos factores, incluyendo los pesos factoriales estandarizados que corresponden a cada ítem.

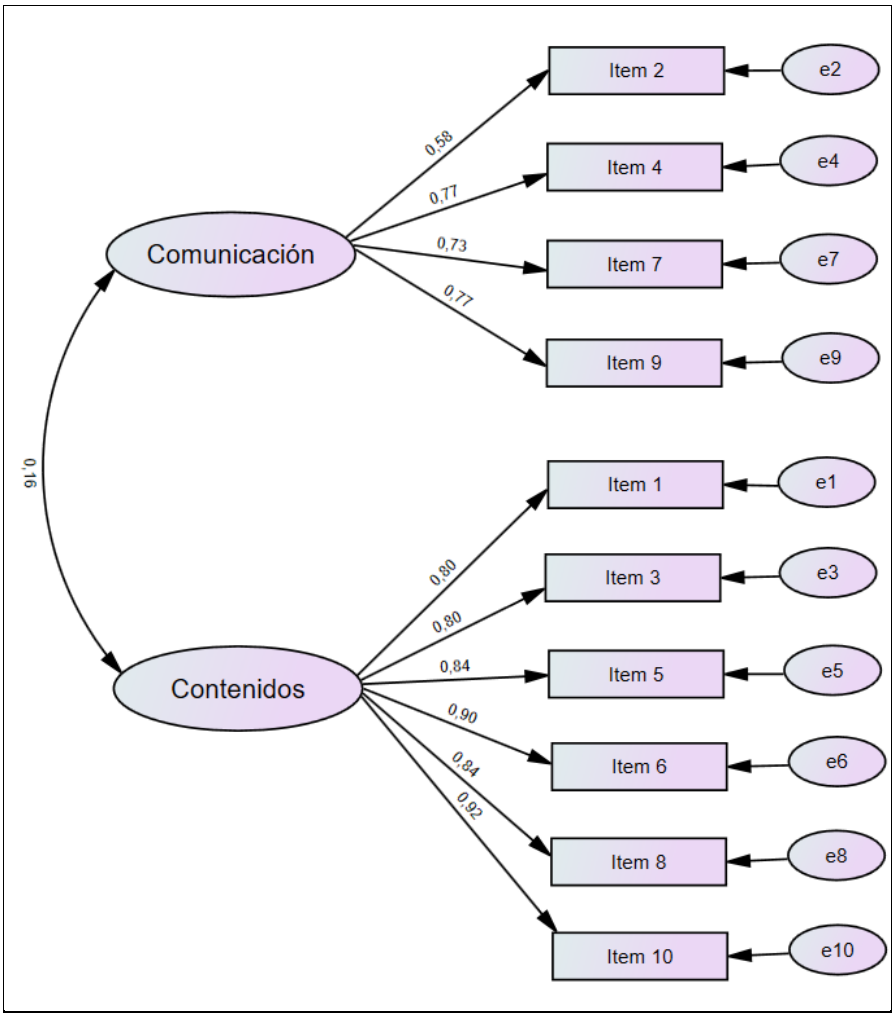


Figura 1. Modelo de dos factores

Tanto en el factor de claridad en el contenido, como en el factor de claridad en la comunicación las cargas factoriales estandarizadas son altas. De forma específica, en el primer factor superan el valor 0,70, con la excepción del ítem 2 (0,58), y en el segundo factor todos los ítems poseen una carga superior a 0,80. La correlación entre los dos factores es baja (0,16), lo que refuerza la existencia de dos factores diferenciados en el constructo claridad docente medido por el inventario.

3.3. Fiabilidad y validez convergente

Según los resultados obtenidos en la Tabla 3 relativos a la fiabilidad, los valores de alfa de Cronbach y omega de McDonald superan el umbral de 0,70 y los valores de la fiabilidad compuesta (CR) se encuentran por encima de 0,80, por lo que la consistencia interna del instrumento es adecuada. Con respecto a la validez convergente, los valores de la varianza extraída media (AVE) están por encima de 0,50, lo que indica una adecuada validez convergente del instrumento.

	Alfa de Cronbach	Omega de McDonald	Fiabilidad compuesta (CR)	Varianza extraída media (AVE)
Claridad en la comunicación	,800	,800	,941	0,619
Claridad en los contenidos	,940	,940	,807	0,993

Tabla 3. Valores de fiabilidad y validez convergente por dimensiones

3.4. Validez concurrente

Como se puede apreciar en la Tabla 4, la claridad docente correlaciona positivamente con la credibilidad docente, con la satisfacción académica y con la motivación estado de los estudiantes universitarios. En concreto, la asociación entre la claridad en la comunicación con la competencia, la buena voluntad, la confianza, la satisfacción académica y la motivación estado, es baja. Asimismo, la relación entre la claridad en los contenidos con la satisfacción académica y la motivación estado es baja, aunque la asociación con la competencia, la buena voluntad y la confianza es moderada. Por lo tanto, atendiendo a estas correlaciones significativas, se confirma la validez concurrente de los ítems y de los dos factores que conforman el Inventario Breve de Claridad Docente.

	Competencia	Buena Voluntad	Confianza	Satisfacción	Motivación
Claridad en la comunicación	,261**	,333**	,369**	,242**	,312**
Claridad en los contenidos	,483**	,431**	,498**	,374**	,397**

**Significativo al nivel ,01.

Tabla 4. Validez concurrente del Inventario Breve de Claridad Docente

4. DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

El objetivo principal de esta investigación consistió en adaptar el Inventario Breve de Claridad Docente (Chesebro y McCroskey, 1998) a población universitaria española, analizando su estructura factorial, su fiabilidad y su validez. Según los hallazgos obtenidos, el Inventario Breve de Claridad Docente presenta índices de bondad de ajuste aceptables en su estructura bifactorial, una consistencia interna adecuada y evidencias satisfactorias de validez convergente y concurrente.

Con respecto a la estructura factorial del inventario, los resultados procedentes del análisis factorial confirmatorio rechazan el modelo unifactorial debido a su falta de ajuste a los datos observados, pero respaldan el modelo bifactorial compuesto por las dimensiones “claridad en la comunicación” y “claridad en los contenidos” al presentar índices de bondad de ajuste óptimos. Por un lado, estos hallazgos coinciden parcialmente con Kelly y Gaytan (2020), quienes, inicialmente, obtuvieron valores de bondad de ajuste inadecuados para la solución unifactorial (GFI= ,74; RMSEA= ,20). Por otro lado, los resultados obtenidos contradicen a estudios previos en los que, mediante análisis factoriales confirmatorios, se confirmó la estructura unifactorial del inventario (Derakhshan et al., 2023; Johnson, 2013). Este resultado puede deberse a que las prácticas docentes que se consideran efectivas pueden operar de manera diferente según el contexto cultural (Goldman et al., 2014). Al respecto, Powell y Harville (1990) argumentan que las expectativas del estudiantado universitario sobre un comportamiento docente efectivo se encuentran influenciadas por su cultura. En líneas similares, Zhang y Huang (2008)

afirman que el contexto cultural puede reducir la validez de los modelos relacionados con el análisis de las conductas docentes efectivas, sugiriendo asimismo la realización de pruebas de validez transcultural que permitan determinar con mayor precisión la influencia de las prácticas docentes en el proceso de aprendizaje del alumnado.

Por otra parte, los resultados obtenidos coinciden con la escala bifactorial de claridad docente elaborada por Sidelinger y McCroskey (1997), tratándose del instrumento en el que se basa el Inventario Breve de Claridad Docente. Igualmente, estos resultados apoyan, en parte, a Chesebro y McCroskey (1998), ya que, al diseñar el Inventario Breve de Claridad Docente, su propósito era elaborar un instrumento que permitiera medir la claridad en la comunicación y la claridad en los contenidos. Como indican Chesebro y McCroskey (2001) al respecto, en la claridad docente resulta evidente la importancia tanto de la claridad en la comunicación como de la claridad en los contenidos, por lo que, para ser claros, los y las docentes deben, por un lado, hablar con fluidez y explicar la información de forma eficaz y, por otro lado, explicitar la organización de los contenidos para que los y las estudiantes puedan integrar el material de la clase en sus esquemas de manera efectiva.

Por ello, abordar la claridad docente desde una perspectiva unidimensional puede generar una percepción simplista de cómo opera el constructo en el aula (Titsworth y Mazer, 2010). Siguiendo estas líneas, Titsworth et al. (2015) afirman que las medidas unidimensionales de claridad docente ignoran los componentes conductuales específicos que promueven la comprensión del estudiantado y pueden conducir a diferencias en las percepciones de claridad. En definitiva, atender al constructo de claridad docente de acuerdo a una estructura de diversos factores permitirá a los investigadores comprender en mayor profundidad a qué se refieren los y las estudiantes cuando afirman que el profesorado es claro y ayudará a los y las profesionales a centrarse en conductas específicas para las intervenciones educativas (Bolkan, 2017). No obstante, se sugiere que investigaciones futuras confirmen la estructura bifactorial del instrumento en población universitaria española con una muestra más amplia atendiendo no solo a titulaciones del ámbito de la Educación sino también a otras áreas de conocimiento del ámbito de las Ciencias Sociales. Del mismo modo, se recomienda que estudios venideros analicen el modelo de dos factores del instrumento en otras poblaciones estudiantiles como en alumnado de Educación Secundaria o Bachillerato.

Atendiendo a la fiabilidad del inventario, se obtuvieron valores satisfactorios de los coeficientes alfa de Cronbach, omega de McDonald y fiabilidad compuesta para los factores de claridad en la comunicación y claridad en los contenidos, apoyando de este modo al estudio original de Chesebro y McCroskey (1998) en el que obtuvieron un valor de alpha de Cronbach de 0,92 para el inventario global. Del mismo modo, estos hallazgos coinciden con investigaciones previas en las que el Inventario Breve de Claridad Docente produjo valores de consistencia interna adecuados, ubicados entre 0,71 y 0,92 (Bolkan, 2016; Chesebro y McCroskey, 2001; Finn y Schrodt, 2012; Goke et al., 2021; Zheng, 2021b).

En relación a la validez concurrente, los resultados encontrados señalan que la claridad docente correlaciona positivamente con las percepciones del alumnado universitario sobre la credibilidad docente, coincidiendo de este modo con estudios anteriores (Schrodt et al., 2009; Zhang, 2011; Zheng, 2021b). Del mismo modo, los resultados hallados indican que la claridad docente se asocia de forma positiva con la motivación del alumnado universitario, apoyando así a investigaciones previas (Bolkan et al., 2015;

Comadena et al., 2007; Goke et al., 2021; Pečiuliauskienė, 2023). Por último, los hallazgos obtenidos establecen que la claridad docente presenta una relación positiva con la satisfacción del alumnado universitario, confirmando de este modo resultados logrados en estudios anteriores (Garland y Violanti, 2021; Goodboy et al., 2009; Myers et al., 2014; Riapina, 2021). Estos resultados pueden explicarse atendiendo a la Teoría de las Metas Retóricas y Relacionales (Mottet et al., 2006), la cual postula que cuando las necesidades académicas y relacionales de los estudiantes son satisfechas por el empleo de recursos retóricos y relacionales adecuados por parte de los y las docentes, como puede ser la claridad, los estudiantes muestran actitudes favorables hacia el aprendizaje y obtienen resultados de aprendizaje satisfactorios (Houser y Hosek, 2018). Como afirma Chesebro (2003) al respecto, la capacidad de enseñar con claridad para que los y las estudiantes puedan comprender el contenido de clase es fundamental para el proceso de enseñanza-aprendizaje. En definitiva, la claridad constituye un comportamiento asociado a la práctica docente que tiene un efecto positivo sobre los resultados de aprendizaje de los estudiantes universitarios (Violanti et al., 2018).

A pesar de los hallazgos obtenidos, esta investigación presenta ciertas limitaciones relacionadas principalmente con la muestra. En primer lugar, su representatividad es limitada, lo que dificulta la generalización de los resultados. Asimismo, otra limitación radica en el sesgo involuntario de género presente en la validación del Inventario, al tratarse de grados donde la presencia masculina es minoritaria entre el estudiantado. También se pone en evidencia el reto ya promulgado tanto por la normativa europea (Horizonte 2020) como por la española (Ley 17/2022, de 5 de septiembre, de la Ciencia, la Tecnología y la Innovación), de alcanzar las denominadas franjas de paridad. En consideración a este reto y para salvar esta limitación, la participación de estudiantes de otras titulaciones fuera del ámbito de la Educación habría permitido llevar a cabo una investigación sensible al género, así como llevar a cabo análisis más complejos que enriquecieran los resultados de la investigación.

Enriquecer el acto didáctico de momentos relevantes para el proceso de aprendizaje del alumnado y conocer cómo éste es percibido por el alumnado es una cuestión de interés para los procesos de autoevaluación y mejora del profesorado. A partir de sus percepciones sobre la práctica docente, se propone para futuras investigaciones analizar las percepciones acerca de cómo son abordadas las necesidades e intereses del alumnado, así como su aprendizaje con y en comunidad. Considerar estos elementos en la didáctica (Fielding, 2011; Susinos y Ceballos, 2012; Vigo-Arrazola et al., 2023) permite una mayor participación del alumnado en el proceso de aprendizaje. En este sentido, además de la claridad como elemento pedagógico en la docencia, la incorporación de prácticas que sean relevantes para su aprendizaje y promuevan la participación, permiten repensar y esbozar a través de las percepciones del alumnado la formación de los futuros docentes y los procesos de investigación.

BIBLIOGRAFÍA

Alles, M., Seidel, T. y Gröschner, A. (2018). Toward better goal clarity in instruction: How focus on content, social exchange and active learning supports teachers in improving dialogic teaching practices. *International Education Studies*, *11*(1), 11-24. *https://doi.org/10.5539/ies.v11n1p11*

Bolkan, S., Goodboy, A.K. y Kelsey, D. (2015). Instructor clarity and student motivation: academic performance as a product of students' ability and motivation to process instructional material. *Communication Education*, *65*(2), 129-148. *http://dx.doi.org/10.1080/03634523.2015.1079329*

Bolkan, S. (2016). The importance of instructor clarity and its effect on student learning: Facilitating elaboration by reducing cognitive load. *Communication Reports, 29*(3), 152-162. *https://doi.org/10.1080/08934215.2015.1067708*

Bolkan, S. (2017). Development and validation of the clarity indicators scale. *Communication Education, 66*(1), 19-36. *https://doi.org/10.1080/03634523.2016.1202994*

Bolkan, S., Goodboy, A.K. y Kelsey, D.M. (2016). Instructor clarity and student motivation: Academic performance as a product of students' ability and motivation to process instructional material. *Communication Education, 65*(2), 129-148. *https://doi.org/10.1080/03634523.2015.1079329*

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*

Chesebro, J.L. (2003). Effects of teacher clarity and nonverbal immediacy on student learning, receiver apprehension, and affect. *Communication Education, 52*(2), 135-147. *https://doi.org/10.1080/03634520302471*

Chesebro, J.L. y McCroskey, J.C. (1998). The development of the teacher clarity short inventory (TCSI) to measure clear teaching in the classroom. *Communication Research Reports, 15*(3), 262-266. *https://doi.org/10.1080/08824099809362122*

Chesebro, J.L. y McCroskey, J.C. (2001). The relationship of teacher clarity and immediacy with student state receiver apprehension, affect, and cognitive learning. *Communication Education, 50*(1), 59-68. *https://doi.org/10.1080/03634520109379232*

Comadena, M.E., Hunt, S.K. y Simonds, C.J. (2007). The effects of teacher clarity, nonverbal immediacy, and caring on student motivation, affective and cognitive learning. *Communication Research Reports, 24*(3), 241-248. *https://doi.org/10.1080/08824090701446617*

Cubo, S., Martín, B. y Ramos, J.L. (2011). *Métodos de investigación y análisis de datos en ciencias sociales y de la salud*. Ediciones Pirámide.

Derakhshan, A., Zhang, L.J. y Zhaleh, K. (2023). The Effects of Instructor Clarity and Non-Verbal Immediacy on Chinese and Iranian EFL Students' Affective Learning: The Mediating Role of Instructor Understanding. *Studies in Second Language Learning and Teaching, 13*(1), 71-100. *https://doi.org/10.14746/ssllt.31733*

Fielding, M. (2011). La voz del alumnado y la inclusión educativa: una aproximación democrática radical para el aprendizaje intergeneracional. *Revista Interuniversitaria de Formación del Profesorado, 25*(1), 31-61.

Finn, A.N. y Schrodt, P. (2012). Students' perceived understanding mediates the effects of teacher clarity and nonverbal immediacy on learner empowerment. *Communication Education, 61*(2), 111-130. *https://doi.org/10.1080/03634523.2012.656669*

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*

Froment, F., García, A.J., Bohórquez, M.R. y García-Jiménez, E. (2019). Adaptación y Validación en Español de la Escala de Credibilidad en Profesores Universitarios. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica, 51*(2), 61-76. *https://doi.org10.21865/RIDEP51.2.05*

Garland, M.E. y Violanti, M.T. (2021). Rock my world: Rewind to a better transition to remote learning. *Frontiers in Communication, 6*, 641873. *https://doi.org/10.3389/fcomm.2021.641873*

Goke, R., Berndt, M. y Rocker, K. (2021). Classroom culture when students are reluctant to learn online: Student dissent behaviors explained by their self-efficacy, control of learning, and intrinsic motivation. *Frontiers in Communication, 6*, 641956. *https://doi.org/10.3389/fcomm.2021.641956*

Goldman, Z.W., Bolkan, S. y Goodboy, A.K. (2014). Revisiting the relationship between teacher confirmation and learning outcomes: Examining cultural differences in Turkish, Chinese, and

American classrooms. *Journal of Intercultural Communication Research, 43*(1), 45-63. *https://doi.org/10.1080/17475759.2013.870087*

Goodboy, A.K., Martin, M.M. y Bolkan, S. (2009). The development and validation of the student communication satisfaction scale. *Communication Education, 58*(3), 372-396. *https://doi.org/10.1080/03634520902755441*

Hair, J., Black, W., Babin, B. y Anderson, R. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Prentice-Hall, Inc.

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., Merenda, P. y Spielberger, C. (2005). *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment*. Lawrence Erlbaum Associates.

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.

Houser, M.L. y Hosek, A.M. (2018). *Handbook of* instructional *communication: Rhetorical and relational perspectives* (2nd Ed.). Routledge.

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*

Johnson, D.I. (2013). Student in-class texting behavior: Associations with instructor clarity and classroom relationships. *Communication Research Reports, 30*(1), 57-62. *https://doi.org/10.1080/08824096.2012.723645*

Kelly, S. y Gaytan, J. (2020). The effect of *instructors'* immediate behaviors and clarity on student writing apprehension. *Business and Professional Communication Quarterly, 83*(1), 96-109. *https://doi.org/10.1177/2329490619868822*

Kline, R.B. (2005). *Principles and practice of* structural *equation modeling* (2nd Ed.). Guilford.

Ley 17/2022, de 5 de septiembre, por la que se modifica la Ley 14/2011, de 1 de junio, de la Ciencia, la Tecnología y la Innovación. Boletín Oficial del Estado, núm. 214 de 6 de septiembre, de 2022. *https://www.boe.es/eli/es/l/2022/09/05/17/con*

Limperos, A.M., Buckner, M.M., Kaufmann, R. y Frisby, B.N. (2015). Online teaching and technological affordances: An experimental investigation into the impact of modality and clarity on perceived and actual learning. *Computers & Education, 8*, 1-9. *https://doi.org/10.1016/j.compedu.2014.12.015*

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, 11*(3), 320-341. *https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2*

McDonald, R.P. (1999). *Test theory: A unified* treatment. Erlbaum Associates.

Mottet, T.P., Frymier, A.B. y Beebe, S.A. (2006). Theorizing about instructional communication. En T.P. Mottet, V.P. Richmond y J.C. McCroskey (Eds.). *Handbook of instructional communication: Rhetorical and relational perspectives* (pp. 255-282). Allyn & Bacon.

Myers, S.A., Goodboy, A.K. y Members of Comm 600. (2014). College student learning, motivation, and satisfaction as a function of effective instructor communication behaviors. *Southern Communication Journal, 79*(1), 14-26.

Netemeyer, R., Bearden, W. y Sharma, S. (2003). *Scaling Procedures: Issues and Applications*. SAGE.

Nunnally, J.C. y Bernstein, I.H. (1994). *Psychometric Theory*. McGraw-Hill.

Pečiuliauskienė, P. (2023). Instructional clarity in physics lessons: Students' motivation and self-confidence. *Cogent Education, 10*(2), 2236463. *https://doi.org/10.1080/2331186X.2023.2236463*

Powell, R.G. y Harville, B. (1990). The effects of teacher immediacy and clarity on instructional outcomes: An intercultural assessment. *Communication Education, 39*(4), 369-379. *https://doi.org/10.1080/03634529009378816*

Riapina, N. (2021). Clarity and immediacy in technology mediated communication between teachers and students in tertiary education in Russia. *Communication Studies, 72*(6), 1.017-1.033. *https://doi.org/10.1080/10510974.2021.2011364*

Rosenshine, B. (1971). *Teaching behaviours and student achievement*. National Foundation for Educational Research.

Rosenshine, B.V. y Furst, N.F. (1971). Research on teacher performance criteria. En B.O. Smith (Ed.). *Research in teacher education* (pp. 27-72). Prentice-Hall.

Schrodt, P., Witt, P.L., Turman, P.D., Myers, S.A., Barton, M.H. y Jernberg, K.A. (2009). Instructor credibility as a mediator of instructors' prosocial communication behaviors and students' learning outcomes. *Communication Education, 58*(3), 350-371. *https://doi.org/10.1080/03634520902926851*

Sidelinger, R.J. y McCroskey, J.C. (1997). Communication correlates of teacher clarity in the college classroom. *Communication Research Reports, 14*, 1-10. *https://doi.org/10.1080/08824099709388640*

Susinos Rada, T. y Ceballos López, N. (2012). Voz del alumnado y presencia participativa en la vida escolar: apuntes para una cartografía de la voz del alumnado en la mejora educativa. *Revista de Educación, 359*, 24-44. *https://doi.org/10.44.38/1988-592X-re-2012-359-194*

Tabachnick, F. y Fidell, L. (2021). *Using Multivariate Statistics* (7th Ed.). Pearson.

Titsworth, S. y Mazer, J.P. (2010). Clarity in teaching and learning: Conundrums, consequences, and opportunities. En D.L. Fassett y J.T. Warren (Eds.). *The SAGE handbook of communication and instruction* (pp. 241-261). SAGE.

Titsworth, S., Mazer, J.P., Goodboy, A.K., Bolkan, S. y Myers, S.A. (2015). Two meta-analyses exploring the relationship between teacher clarity and student learning. *Communication Education, 64*(4), 385-418. *https://doi.org/10.1080/03634523.2015.1041998*

Van de Vijver, F. y Hambleton, R.K. (1996). Translating tests. *European Psychologist, 1*(2), 89-99. *https://doi.org/10.1027/1016-9040.1.2.89*

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*

Vigo-Arrazola, B., Dieste Gracia, B., Blasco-*Serrano* A.C. y Lasheras-Lalana, P. (2023). Oportunidades de inclusión en escuelas con alta diversidad cultural. Un estudio etnográfico. *Revista Española de Sociología, 32*(2), 1-20. *https://doi.org/10.22325/fes/res.2023.167*

Violanti, M.T., Kelly, S.E., Garland, M.E. y Christen, S. (2018). Instructor clarity, humor, immediacy, and student learning: Replication and extension. *Communication Studies, 69*(3), 251-262. *https://doi.org/10.1080/10510974.2018.1466718*

Zhang, Q. (2011). Teacher immediacy, credibility, and clarity as predictors of student affective learning: A Chinese investigation. *China Media Research, 7*(2), 95-104.

Zhang, Q. y Huang, B. (2008). How does teacher clarity affect student learning? A multi-cultural test for the mediated effect. *Texas Speech Communication Journal, 33*, 10-19.

Zheng, J. (2021a). A functional review of research on clarity, immediacy, and credibility of teachers and their impacts on motivation and engagement of students. *Frontiers in Psychology*, *12*, 712419. *https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.712419*

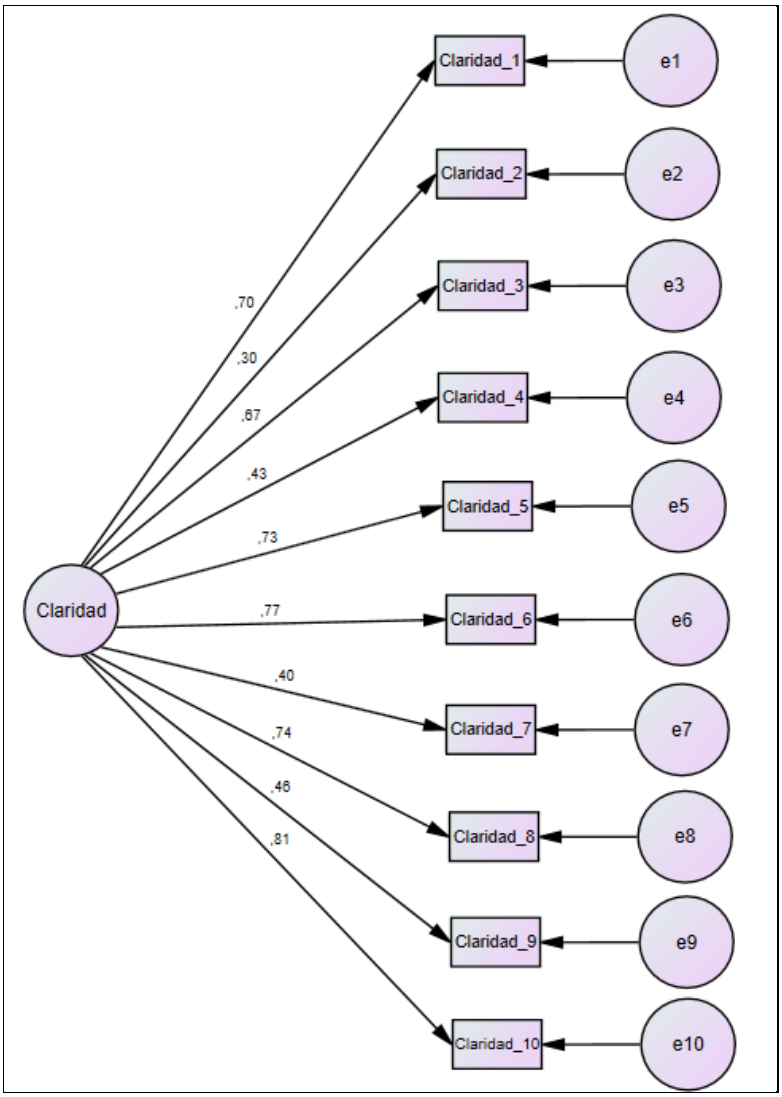
Zheng, J. (2021b). The role of Chinese EMI teachers' clarity and credibility in fostering students' academic engagement and willingness to attend classes. *Frontiers in Psychology, 12*, 756165. *https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.756165*

ANEXO 1

Inventario Breve de Claridad Docente

Lee cada enunciado y responde honestamente. El cuestionario es anónimo. No existen respuestas correctas o incorrectas. Intenta contestar atendiendo a tu profesor/a, reflejando de la manera más sincera posible tu propia situación. Tus respuestas son confidenciales. Por favor, asegúrate de que respondes a todas las cuestiones.

Indica el grado de acuerdo o desacuerdo que tengas con cada una de las afirmaciones que se presentan utilizando las siguientes opciones de respuesta	**Totalmente en desacuerdo**	**En desacuerdo**	**Ni de acuerdo ni en desacuerdo**	**De acuerdo**	**Totalmente de acuerdo**
1. El profesor/La profesora define claramente los conceptos principales	1	2	3	4	5
2. Las respuestas del profesor/a las preguntas de los estudiantes no son claras	1	2	3	4	5
3. En general, entiendo al profesor/a	1	2	3	4	5
4. Las tareas asignadas para la clase tienen pautas poco claras	1	2	3	4	5
5. Los objetivos del profesor/a para el curso son claros	1	2	3	4	5
6. El profesor/La profesora es claro/a en sus clases	1	2	3	4	5
7. El profesor/La profesora no tiene claridad a la hora de definir pautas para las tareas fuera de clase	1	2	3	4	5
8. El profesor/La profesora usa ejemplos claros y relevantes	1	2	3	4	5
9. En general, diría que la comunicación del profesor/a en el aula no es clara	1	2	3	4	5
10. El profesor/La profesora imparte docencia con claridad	1	2	3	4	5

ANEXO 2

Pesos factoriales estandarizados de cada ítem del modelo 1