

Discrepancia en el Classroom Environment Scale (CES) entre docentes y estudiantes de EFL en la educación superior

Lorena Alban Neira¹; Antonio Argudo Garzón²

Resumen

El estudio del clima de aula percibido por estudiantes y docentes a nivel de primaria y secundaria es abundante, sin embargo, las herramientas probadas en este medio son escasamente puestas a prueba en el ámbito universitario. El presente estudio tuvo por objetivo evaluar las propiedades psicométricas de la Classroom Environment Scale (CES) en el ámbito universitario, así como evaluar la concordancia entre docentes y estudiantes. La versión del instrumento responde a la escala reducida propuesta por Prado Delgado et al. (2016). Para ello se aplicó esta escala en un número de 94 estudiantes y 5 docentes de una universidad privada en la ciudad de Cuenca, Ecuador. Se aplicó un análisis factorial exploratorio y un análisis factorial confirmatorio, así como se evaluó la fiabilidad de la herramienta y la concordancia en la evaluación que hacen estudiantes y docentes. Los resultados demuestran que, con excepción de las dimensiones de afiliación e implicación, no se cumple con un ajuste adecuado para declarar validez y fiabilidad del constructo en la población universitaria. Por otro lado, en lugar de probar la concordancia se comprueba que existe discrepancia en la evaluación que hacen estudiantes y docentes. Se plantean alternativas que podrían mejorar un proceso de adaptación del CES al ámbito universitario.

Palabras claves: CES, clima de aula universitario, concordancia, discrepancia. Número prioridad de riesgo (RPN).

Discrepancy in the Classroom Environment Scale (CES) between EFL teachers and students in higher education

Abstract

The study of the classroom climate perceived by students and teachers at the primary and secondary level is abundant; however, the tools tested in this environment are rarely tested in the university environment. The objective of this study was to evaluate the psychometric properties of the Classroom Environment Scale (CES) in the university environment, as well as to evaluate the concordance between teachers and students. The version of the instrument responds to the reduced scale proposed by Prado Delgado et al. (2016). For this, this scale was applied to a number of 94 students and 5 teachers from a private university in the city of Cuenca, Ecuador. An exploratory factorial analysis (EFA) and a confirmatory factorial analysis (CFA) were applied, as well as the reliability of the tool and the concordance in the evaluation made by students and teachers. The results show that, with the exception of the dimensions of affiliation and involvement, an adequate adjustment is not met to declare validity and reliability of the construct in the university population. On the other hand, instead of proving concordance, it is verified that there is a discrepancy in the evaluation made by students and teachers. Alternatives are proposed that could improve a process of adaptation of the CES to the university environment.

Keywords: CES, university classroom climate, concordance, discrepancy.

Recibido: 1 de julio de 2022
Aceptado: 3 de diciembre de 2022

¹ Centro de Idiomas-Universidad Católica de Cuenca, Cuenca, Ecuador
malbann@ucacue.edu.ec
Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-4874-9489>

² Centro de Idiomas-Universidad Católica de Cuenca, Cuenca, Ecuador
alargudog@ucacue.edu.ec
Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-4741-5935>

I. INTRODUCCIÓN

A finales de los años sesenta y setenta del siglo pasado la conceptualización y evaluación del clima social cobró mucha importancia debido a que se empezó a comprobar cómo éste influía en la vida de los seres humanos. Un par de décadas después algunos autores como Fraser et al. (1991, 1998), reconocían que parte de este interés fue el desarrollo de instrumentos que se volvieron de uso común, como el Learning Environment Inventory (LEI) e Individualized Classroom Environment Questionnaire (ICFQ), sin embargo, el más conocido de todos fue el Classroom Environment Scale (CES). Basados en las propuestas e ideas dominantes de la época, como las del clima de aula, en la educación primaria y la conducta verbal de profesor, Trickett & Moos (1973) desarrollaron esta última escala, para conocer el clima escolar en estudiantes de primaria y secundaria, a la que denominaron Classroom Environment Scale (CES).

Trickett & Moos (1973) encontraron que las relaciones interpersonales que se viven a menudo en la clase generan una atmósfera que atraviesa e desarrollo educativo en estudiantes de secundaria. A diferencia de evaluaciones anteriores, ellos se concentraron en el ambiente psicológico de los estudiantes y docentes, pero no sólo en la relación vertical de docentes hacia estudiantes, sino también en la relación horizontal de estudiantes y estudiantes. En lugar de adoptar las evaluaciones de observadores externos de una clase, los autores decidieron preguntar a los propios observados sobre su percepción del clima de aula en varios aspectos. Ello dio lugar a una nueva definición del clima escolar como las percepciones compartidas por los participantes de un aula. Fue así como se validó una primera escala de 90 ítems agrupados en nueve dimensiones (afiliación, ayuda, claridad, control, competencia, implicación, innovación, organización y tarea).

Originalmente, Trickett & Moos (1973) definieron a estas dimensiones y Moos & Trickett (1974) las ratificaron más tarde, de tal suerte que el instrumento apenas ha sufrido modificaciones en cuanto a los los objetivos, teoría y estructura del constructo. 1) Implicación: mide hasta qué punto los estudiantes prestan atención y muestran interés en las actividades de la clase. 2) Afiliación: mide hasta

qué punto los estudiantes trabajan en cooperación y se conocen dentro del aula. 3) Apoyo: mide hasta qué punto el docente expresa un interés personal en los estudiantes. 4) Orientación a la tarea: mide hasta qué punto las actividades de la clase se centran en el logro de objetivos académicos específicos. 5) Competencia: mide la cantidad de énfasis en la competencia académica dentro de la clase. 6) Orden y organización: mide el énfasis dentro del aula en el mantenimiento del orden y el grado en que las actividades de la clase están bien organizadas. 7) Claridad de las reglas: mide el grado en que las reglas de conducta en el salón de clases se establecen explícitamente y se entienden con claridad. 8) Control del maestro: mide la cantidad y el alcance de las reglas que rigen la conducta de los estudiantes en el aula. 9) Innovación: mide en qué medida se dan en la clase diferentes modos de enseñanza e interacción en el aula. Cada dimensión contiene cinco elementos verdaderos y cinco falsos con respecto al ambiente escolar. El instrumento fue aplicado en estudiantes de 13 y 19 años en un total de 38 aulas. Este estudio fue ratificado en una publicación realizada al año siguiente con un manual que con algunas modificaciones, hasta ahora, se emplea para evaluar el clima escolar del aula (Moos & Trickett, 1974).

A partir de la publicación de este manual se han registrado varios procesos de confirmación de la validez del constructo. Ya en los años ochenta del siglo anterior, se reconoce la validez del estudio en otras poblaciones. Por ejemplo, el estudio realizado por Fisher & Fraser (1983) demostró que en algunos lugares existe mayor énfasis en las dimensiones de innovación, la afiliación, el apoyo del maestro, la claridad de las reglas, la participación y el orden y la organización. En los años noventa, también se ratificaron estudios al respecto, uno de ellos fue realizado por los propios creadores del instrumento (Trickett et al., 1993). En la siguiente década la escala CES empieza a ser aplicada en países hispanohablantes. En ella se generan estudios de adaptación y validación en Costa Rica (Prado Delgado et al., 2016), Venezuela (Ortiz Clavijo et al., 2014) y México (Barreto Trujillo, 2017).

La validación de este constructo en los diversos ámbitos escolares ha permitido que el instrumento goce de prestigio y trayectoria en lengua castellana entre estudiantes y docentes de educación primaria

y secundaria. Los reportes de aplicación de este instrumento en lengua española son innumerables, especialmente en tesis de grado y posgrado. En Ecuador, por ejemplo, existen estudios realizados en Quito (Reyes Valladares, 2013; Soria Cevallos, 2014), Guayaquil (Donoso Tamayo, 2013; Conforme Toala, 2013), Cuenca (Álvarez Salamea, 2013; Vélez Andrade, 2013), Riobamba (Ortega Enríquez, 2013), Machala (Ramírez Tandazo, 2018), entre otras ciudades pequeñas. Estas evaluaciones han permitido realizar propuestas pedagógicas y de gestión para mejorar el ambiente entre estudiantes y estudiantes, así como entre estudiantes y docentes de diferentes instituciones primarias y secundarias del país.

Sin embargo, no se conocen de estudios que hayan incursionado en el ámbito universitario, propiamente dicho, evaluando las dimensiones que plantea el CES. Fraser & Treagust (1986) realizaron un estudio sobre la validez y uso de un instrumento para evaluar el clima psicosocial del aula en la educación superior. En su propuesta consideraron siete dimensiones como la personalización (implicación) que implica las relaciones inter-estudiantes, la implicación (dedicación) en las actividades del aula, la cohesión y la camaradería entre compañeros de aula, la satisfacción y disfrute de las clases, la orientación a la tarea, la innovación, así como la individualización que suponen los estilos de aprendizaje de cada estudiante. Como se observa, al menos cuatro dimensiones del CES se han considerado dentro de esta propuesta en lengua inglesa. Otro estudio cercano al CES resultó ser la validación de una escala para evaluar el clima escolar en estudiantes universitarios en lengua española (García Arista et al., 2022). Esta escala adoptó otra estructura de seis dimensiones que contiene al soporte del profesor (apoyo), pertenencia universitaria (afiliación), relación con compañeros (implicación), agresividad escolar, reglamentación universitaria y recursos institucionales. Otra propuesta que no debe confundirse con el CES es la escala del entorno del campus universitario (CCES), para medir las características de los entornos del campus universitario valorados por los estudiantes, la cual está constituida por seis factores: expectativas académicas y profesionales, atletismo, salud, modelos a seguir y mentores, seguridad y actividades sociales y extracurriculares (Fish et al., 2016).

Las propuestas señaladas, sin embargo, descuidan

dimensiones la competencia, la claridad de las reglas y el control de la clase, aspectos que originalmente sí considera el CES. Normalmente las reglas dentro del aula las maneja el docente de forma empírica, pero son las guían las decisiones que toman los docentes al diseñar lecciones (innovadoras). Estas reglas, según Wieringa et al. (2011), son más poderosas para determinar el diseño de la enseñanza que las metas innovadoras formales, pues reflejan el conocimiento práctico de los docentes. En efecto, el docente juega un papel preponderante en la formación de los estudiantes, de hecho autores como Ríos M et al. (2010) señalan que son los agentes principales de un buen clima en el aula. La aplicación de reglas implícita o explícitamente (claridad) están presentes dentro del aula y son propiciadas por el docente, pues no todos los docentes tienen las mismas reglas de juego, así como no todos son claros en hacerlas conocer a sus estudiantes.

Otro aspecto de vital importancia que se ha mencionado anteriormente, es que los estudios de clima de aula universitarios, no han considerado, es la competencia académica. Se sabe que desarrollar este tipo de habilidades aumenta la motivación en el estudiante y disminuye la deserción universitaria cuando la decisión de abandonar la universidad no está atravesada por factores externos (Reason et al., 2006). En efecto, los modelos de competencias del estudiante constituyen un desafío muy grande que aún se encuentra en debate, sin embargo, se reconoce que la formación universitaria debe garantizar la adquisición de ciertas cualidades susceptibles de evaluación, no sólo para servir al mundo laboral sino para transformar a la sociedad, para mejorarla (Blömeke et al., 2013). Un estudio desarrollado por Ferla et al. (2010) sugiere que los estudiantes que reflejan mayor competencia autopercebida son más persistentes, más propensos a adoptar metas de enfoque de dominio y/o desempeño, menos ansiosos, procesan el material de aprendizaje a un nivel más profundo y lograr mejores resultados de estudio, siempre que no desarrollen un exceso de confianza en sí mismos, descuidando sus relaciones con los demás. Esta condición de competencia, al igual que las reglas dentro del aula, necesariamente se ve reflejada en el ambiente del aula universitario.

Finalmente, un último problema al que se enfrentan las escalas de evaluación del clima de aula

universitario es que no se sabe si las valoraciones que hacen los estudiantes concuerdan con las de los profesores, en tal sentido, únicamente se conocería una versión, acaso limitada, del clima escolar del aula universitaria. Por lo expuesto, en el presente estudio se decidió recurrir al CES que se emplea tradicionalmente en el ámbito de la educación primaria y secundaria para aplicarlo dentro del aula universitaria. Esta aplicación permitiría conocer si es que la situación entre la educación secundaria y la educación superior tienen similitudes en las formas de apreciar las nueve dimensiones del CES entre los estudiantes y docentes de aulas en las que aprenden el inglés como lengua extranjera, además, permitiría incluir aquellas dimensiones que los instrumentos sobre clima de aula universitario los han descartado en sus modelos. Al respecto, se han planteado las dos interrogantes que guían el presente estudio: 1) ¿La escala CES diseñada para ser aplicada en primaria y secundaria conserva su validez de constructo y fiabilidad al aplicarla en educación superior? y, 2) ¿Existe concordancia entre docentes y estudiantes universitarios con respecto a la valoración de las nueve dimensiones del CES?

Es importante tener en cuenta la validez y la fiabilidad de las herramientas de recopilación de datos (instrumentos) al realizar o criticar la investigación (Heale & Twycross, 2015). Los estándares de la American Educational Research Association (AERA), la American Psychological Association (APA) y el National Council on Measurement in Education (NCME) definen a la validez como el grado en que la evidencia y la teoría respaldan las interpretaciones de los puntajes de las pruebas para los usos propuestos de las pruebas (Shepard, 2016). Es por ello que los estudios de escalas se esfuerzan por ajustar los modelos hasta conseguir la significancia estadística apropiada no sólo con el fin de obtener un instrumento que puede ser empleado en una población, sino también con fines editoriales (Wasserstein & Lazar, 2016). Al respecto, existen escalas en ciencias de la educación en los que ello simplemente no es posible y es mucho más relevante comunicar la falta de ajuste de un modelo y sus limitaciones, antes que forzar modelo inadecuado (Ojeda-Guamán & Cabrera-Tenecela, 2021). La falta de validez puede tener diversos orígenes, algunos de los que sugiere Byrne (2016) son: que el modelo ha sido probado en un

tamaño de muestra inadecuada, la distribución de los datos es inadecuada, el modelo está subestimado o sobreestimado, o que simplemente el modelo es incorrecto. Para probarlo es menester evaluar la validez y fiabilidad del constructo que se explica en el apartado de metodología.

Metodología

El presente estudio de validación de un instrumento de medición es de tipo transversal analítico (Soriano Rodríguez, 2014). Asume que los objetivos, teoría y constructo que dan validez al constructo ha sido ampliamente desarrollado por estudios que preceden al presente, partiendo de la idea original de Trickett & Moos (1973). Por lo tanto, se concentra específicamente en la validación psicométrica del constructo en una población diferente a la acostumbrada: la universitaria. Para lo cual recurre a la estadística multivariante con el empleo de ecuaciones estructurales de análisis factorial exploratorio y análisis factorial confirmatorio.

En lo que corresponde a la población y muestra, el estudio tiene una orientación de estudio de caso pues se centra específicamente en una institución educativa incluyendo a todos los participantes que cursan una asignatura en un mismo nivel. De este modo, el estudio se realizó en una universidad privada de la ciudad de Cuenca, Ecuador, la Universidad Católica de Cuenca. Específicamente se realizó con estudiantes (N=94) y docentes (N=5) de cinco paralelos (A, B, C, D y E) que cursaban el primer ciclo del idioma inglés como lengua extranjera en el Instituto de Idiomas de esta universidad. El 62% de los participantes pertenecen al género femenino y los demás a masculino. La edad mínima de los estudiantes fue de 18 años y la máxima de 39 años, con una edad promedio de 20,51 años (3,29 años). La edad de los docentes mínima fue de 33 años y la máxima de 54 años con un promedio de 39,25 años (DE 9,91 años). La formación de los docentes en el caso A y C es de licenciatura y en los demás casos (B, D y E) es de maestría. Puesto que se trata de una muestra limitada, en el procesamiento de la información se aplican modelos de re-muestreo (bootstrapping). La aplicación del cuestionario se hizo de forma presencial en enero del año 2021. En promedio los estudiantes tardaron entre 15 a 25 minutos en llenar el instrumento, lo mismo ocurrió

con los docentes.

La versión empleada del instrumento es la diseñada, traducida y adaptada por la UTPL que señala que se trata de una versión tomada de Moos, Moos y Trickett (s.f.), sin embargo, en el proceso de validación no se incluyeron todos los ítems sino únicamente los seleccionados por Prado Delgado et al. (2016) quien propuso 6 en lugar de 10 ítems por dimensión. Esta versión únicamente solicita a los estudiantes y docentes marcar con una V si la respuesta es verdadera y F si la respuesta es Falsa en cada una de las preguntas planteadas. Sin embargo, la versión no especifica qué preguntas son positivas y negativas, por lo que, se revisó una por una para interpretar de acuerdo al contexto universitario la dirección que adopta cada ítem con respecto al clima de aula.

El procesamiento de la información se realizó con el programa Jamovi (The jamovi project, 2021). Mediante este programa se aplicó el modelo de ecuaciones estructurales según el análisis factorial exploratorio y el análisis factorial confirmatorio, así como se evaluó la fiabilidad del instrumento (Brown, 2019). Por tratarse de una variable dicotómica, la fiabilidad de las medidas se realizó con la prueba Kuder-Richardson 20 (KR-20) (Bademci, 2011). Se aplicó el Coeficiente de Correlación Intraclase para evaluar la concordancia entre docentes y estudiantes (Bartko, 1966; Cicchetti, 1994). También aplicó el método de Bland-Altman para medir la falta de concordancia entre docentes y estudiantes con respecto a las nueve dimensiones evaluadas (Cardemil, 2017). Por último, se comprobó que únicamente los datos de los docentes presentaban distribución normal (Prueba de Shapiro-Wilk), en consecuencia, se decidió emplear la prueba no paramétrica U de Mann Whitney para probar si existen diferencias entre los estudiantes y los docentes. Para ilustrar los resultados se emplearon diagramas de densidad de los datos de docentes y estudiantes.

RESULTADOS

Para dar respuesta a las preguntas de investigación planteadas, los resultados se presentan en tres apartados, el primero se centra en la validez psicométrica del constructo, el segundo en la fiabilidad general de las dimensiones con sus respectivas inter-correlaciones, mientras que, el

tercero aborda el problema de la concordancia en la valoración de las dimensiones entre docentes y estudiantes. Los dos primeros apartados responden a la primera pregunta mientras que el tercer apartado da respuesta a la segunda pregunta.

Validez del constructo

La prueba de esfericidad de Barlett demostró que existe identidad [$\chi^2(1431 \text{ gl})=2.540$; $p < 0.001$], sin embargo, demostró poca idoneidad para los datos (KMO=0,415). Se completó el análisis factorial exploratorio con el método de extracción de residuos mínimos con la rotación oblimin. A pesar de que el ajuste del modelo según la prueba de chi-cuadrado es significativa [$\chi^2(981 \text{ gl})=1.266$; $p < 0.001$] y que error cuadrático medio aproximado es adecuado (RMSA <0,06), el ajuste de modelo según el coeficiente de Tucker-Lewis Index es muy bajo para aceptar el modelo de nueve componentes (TLI=0,547). Al analizar las cargas factoriales, al menos la mitad de éstas no saturaban bien con las dimensiones teóricas. Es por ello que se intentó probar los datos mediante el análisis factorial confirmatorio.

El análisis factorial confirmatorio no fue mejor que el análisis exploratorio. La prueba de chi-cuadrado es significativa [$\chi^2(1341 \text{ gl})=2.601$; $p < 0.001$], sin embargo, los demás índices de ajuste presentaron problemas. Por ejemplo, el error cuadrático medio aproximado no es adecuado (RMSA >0,06), el ajuste de modelo según el coeficiente de Tucker-Lewis Index es muy bajo para aceptar el modelo de nueve componentes (TLI=0,229), lo mismo ocurrió con el comparative fit index (CFI=0,278). Se corrigieron las covarianzas y se hicieron modificaciones en los residuos, sin embargo, el ajuste del modelo no mejoró significativamente. Del mismo modo que las cargas factoriales presentaron valores muy bajos.

Otros modelos de validación como el análisis de clúster jerárquico y la modelación bayesiana que empleó para verificar si mejora la estructura del CES, sin embargo, tampoco se halló una mejor solución que la expuesta.

Fiabilidad

Al analizar la fiabilidad del instrumento se observa que a nivel general existe una fiabilidad aceptable del instrumento (KR-20=0,622). Ello es distinto en las nueve dimensiones. Con excepción de

dos dimensiones concretas (Implicación y Afiliación) que obtuvieron una fiabilidad aceptable (KR-20 > 0,50), en todos los demás casos, este valor fue <0,50. En la Tabla 1 se observa los coeficientes KR-20, así

como los valores de correlación existente entre las dimensiones. La dimensión que más correlaciones presenta con las otras variables es la implicación, seguida de organización y claridad.

Tabla 1. Reformas tributarias-suspensión y reanudación en la acción de cobro dispuestos por el SRI

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Implicación	0.593	,413**	0,164	0,024	0,116	,199*	,308**	0,015	,231*
Afiliación		0.685	0,146	-0,092	0,058	-0,069	0,008	0,011	0,027
Ayuda			0.343	0,131	-0,06	-0,046	-0,035	-0,162	0,155
Tareas				0.285	0,185	0,127	0,016	0,052	0,196
Competitividad					0.265	-0,005	-0,018	-0,045	0,032
Organización						0.152	,254*	0,081	,322**
Claridad							0.144	,277**	0,186
Control								0.414	0,078
Innovación									0.359
Total									0.622

Nota: En negrita se hallan los valores KR-20.

** La correlación es significativa en el nivel 0,01 (bilateral).

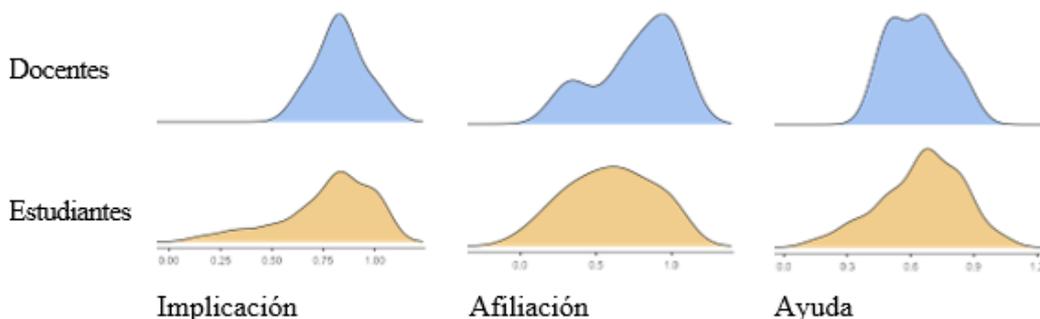
* La correlación es significativa en el nivel 0,05 (bilateral).

Concordancia

La implicación, la afiliación y la ayuda integran a las variables relacionales. De estas tres variables se observa que es la implicación la que presenta un mayor promedio (próximo a 0,75) en comparación con la afiliación o la ayuda (próximos a 0,65). La Implicación demostró que no existe diferencia significativa (p=0.714) entre docentes (M=0.832; DE=0.117) y estudiantes (M=0.769; DE=0.220), sin embargo, se advierte discordancia en el criterio de calificación realizado por unos y otros (CCI=-

0,377). Lo mismo ocurre (p=0.181) con la Afiliación de los docentes (M=0.766; DE=0.280) y estudiantes (M=0.592; DE=0.281) en las que también se advierte discrepancia en la calificación (CCI=-0,169), así como la Ayuda (p=0.715) entre docentes (M=0.634; DE=0.139) y estudiantes (M=0.649; DE=0.193) que presenta una ínfima concordancia (CCI=0,072). En la Figura 1 se observan los diagramas de densidad en los que se advierte una posición similar en la escala 0 y 1 para las tres variables, aunque más próxima al 1 en el caso de la implicación.

Figura 1. Puntuaciones según las dimensiones relacionales del CES



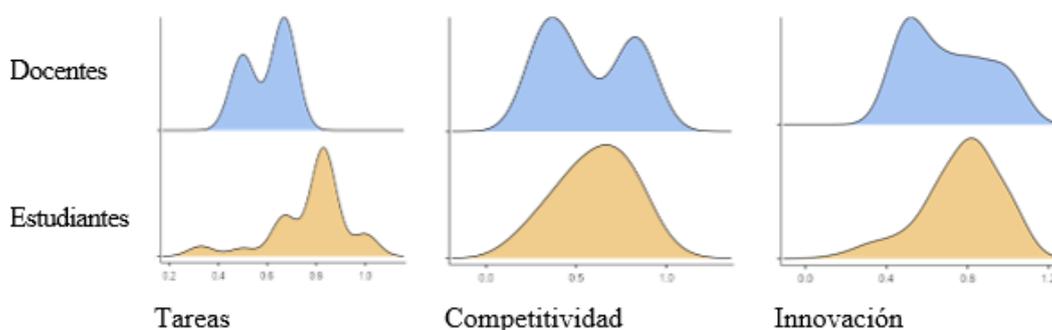
Las tareas y la competitividad se consideran variables de autorrealización. En este caso es la variable de tareas que tiene un promedio más alto

(próximo a 0,75) que la variable competitividad (próxima a 0,60). En este caso se advierte que las Tareas presentan diferencias significativas

($p=0,004$) entre docentes ($M=0.602$; $DE=0.0931$) y estudiantes ($M=0.775$; $DE=0.155$), además, el nivel de concordancia es mínimo entre la medición de uno y otro ($CCI=0,159$). Con respecto a la Competitividad ésta no presentó diferencias significativas ($p=0,718$) entre docentes ($M=0.564$; $DE=0.253$) y estudiantes ($M=0.603$; $DE=0.204$) cuya discrepancia se expresa en términos medios ($CCI=-0,537$). En la Figura 2 se observa el comportamiento de las tareas cuya densidad se concentra más a la derecha en el caso de

los estudiantes quienes consideran que su desempeño es mayor en este aspecto. La posibilidad de cambio es posible evaluar mediante la innovación. Esta variable no presentó diferencias significativas ($p=0,385$) entre docentes ($M=0.700$; $DE=0.217$) y estudiantes ($M=0.769$; $DE=0.187$) con una concordancia baja ($CCI=0,293$). A nivel general se advierte que esta dimensión es próxima a 0,75, similar a tareas e implicación.

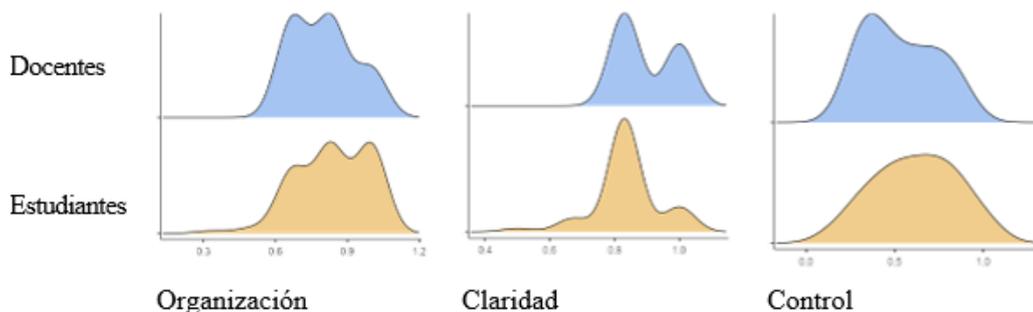
Figura 2. Puntuaciones según las dimensiones de autorrealización e innovación del CES



La estabilidad del clima escolar del aula está integrada por la organización, claridad y control. En este caso, se advierte que los valores alcanzados por la organización y claridad son extremadamente altos comparados con el control. Sin embargo, a nivel interno, no se advierten diferencias entre docentes y estudiantes. La probabilidad de cometer error al señalar que existen errores entre docentes ($M=0.800$; $DE=0.137$) y estudiantes ($M=0.838$; $DE=0.149$) en la dimensión de Organización es alta ($p=0.494$) con una baja concordancia en la calificación ($CCI=0,183$). Ello también se observó entre los docentes

($M=0.898$; $DE=0.0931$) y estudiantes ($M=0.836$; $DE=0.0957$) en la dimensión de Claridad ($p=0.146$) cuyo nivel de concordancia, aunque bajo, es el más alto de las mediciones ($CCI=0,394$). Tampoco se observó diferencias entre docentes ($M=0.532$; $DE=0.218$) y estudiantes ($M=0.617$; $DE=0.229$) en la variable Control ($p=0.405$) que también presentó una baja concordancia ($CCI=0,293$). En la Figura 3 se observan las puntuaciones similares obtenidas por docentes y estudiantes con respecto a los promedios de evaluación del CES en las dimensiones de estabilidad.

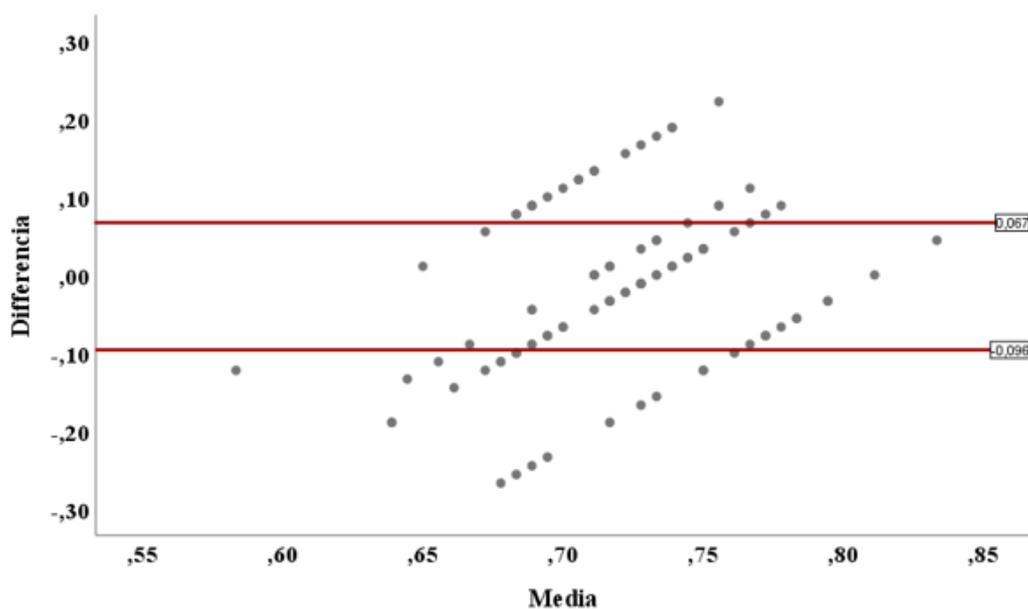
Figura 3. Puntuaciones según las dimensiones de estabilidad del CES



En definitiva, es la organización y claridad del clima escolar que se encuentra por arriba de implicación, tareas e innovación. A su vez, estas tres últimas, muestran que los indicadores de clima que se encuentran por debajo de ellas, siendo las más bajas, son afiliación, ayuda, competitividad y control. Por otro lado, al contrastar los valores entre los dos grupos estudiados, se comprobó que, con excepción de tareas, en la que los estudiantes afirman que existe un mejor clima de compromiso individual que sus docentes, se observa que en todas las dimensiones estudiantes y docentes tienen un pensamiento promedio equivalente. Es decir, los promedios de unos y otros es similar.

Cuando se analizó la concordancia en las medidas promedio de docentes y estudiantes a nivel general se encontró que, en lugar de hallar tal indicador, existe discrepancia ($CCI = -0,626$). Es por ello que se decidió emplear un método más intuitivo y fácil de interpretar que es mediante el gráfico de Bland y Altman (Figura 4). En esta figura idealmente, si es que hubiese concordancia entre las mediciones realizadas por docentes y estudiantes, se debería advertir que los intervalos de confianza, expresados con líneas rojas, agrupan casi a todos los puntos de dispersión. Sin embargo, tal como se observan las puntuaciones de dispersión con promedios más bajos o promedios más altos, se hallan fuera del intervalo.

Figura 4. Diagrama de Bland y Altman para evaluar concordancia entre docentes y estudiantes



Por lo tanto, es evidente que docentes y estudiantes valoran de manera distinta las dimensiones evaluadas, pues ratifican los ítems de la escala CES de manera diferente. Sin embargo, el valor promedio no se ve afectado por esta situación. En tal razón, es de suponer que la escala CES que originalmente está pensada en estudiantes y docentes de primaria o secundaria, no puede ser aplicado directamente en estudiantes y docentes de secundaria.

DISCUSIÓN

La primera pregunta de investigación planteó si la escala CES diseñada para primaria y secundaria conserva su validez de constructo y fiabilidad en la

educación superior. Por los resultados obtenidos, la respuesta definitiva es que no conserva estas propiedades. Al respecto, conviene analizar tanto de forma estadística, qué puede haber ocurrido, como hacer una revisión al contenido de las nueve dimensiones y a la pertinencia de la misma. En el presente caso, únicamente las dimensiones de implicación (dedicación) y afiliación son las que se pueden considerar válidas y confiables, un aspecto que es acorde con otras escalas que evalúan clima de aula en el ámbito universitario y han considerado a estas dimensiones (Fraser & Treagust, 1986; García Arista et al., 2022; Fish et al., 2016). Sin embargo, en las restantes siete dimensiones, definitivamente no se

puede señalar que exista validez y fiabilidad del CES aplicado en el aula universitaria, con las limitaciones que supone el presente estudio.

Uno de los aspectos más importantes a la hora de valorar una escala es considerar si los que van a responder tienen la suficiente libertad para expresar su opinión. Al respecto, es importante evitar un error estadístico común que surge de la deseabilidad social al momento de elegir una respuesta. Cuando sólo hay dos opciones de respuesta, como es el caso del CES (cuyas opciones de respuesta son Falso y Verdadero), se obliga a seleccionar una alternativa de respuesta frente a otra cuando pueden existir términos medios. Sin embargo, desde hace mucho tiempo se sabe que detrás de una variable nominal observada (sí o no) se halla una variable no observada que naturalmente debe ser continua (Jöreskog & Sörbom, 1993; Ojeda-Guamán & Cabrera-Tenecela, 2021) en la que están niveles no tan absolutos de respuesta como ‘más o menos’, ‘casi sí’ o ‘casi no’. En este sentido, es preferible crear una escala ordinal tipo Likert a una escala nominal dicotómica (sí o no) pues la anchura de cada categoría puede ofrecer más bondades en la evaluación de un constructo (Byrne, 2010). Este es un aspecto que hasta ahora ninguna propuesta del CES ha dado importancia en los procesos de validación del constructo. Está por demás señalar que, las limitaciones en la validación de un constructo no son limitaciones de la escala misma, sino de las mediciones realizadas en la escala, es decir, de efecto del atributo medido en los puntajes de una prueba (Borsboom et al., 2004), por lo que estudios futuros deberían contemplar la posibilidad de ampliar la muestra para probar o descartar definitivamente la validez del constructo.

El segundo interrogante de este estudio fue verificar o descartar concordancia entre la visión que tienen los docentes y estudiantes universitarios con respecto a la valoración de las nueve dimensiones del CES. Desde luego, no se trata de probar si piensan igual o diferente, sino si es que los docentes y estudiantes coinciden al evaluar una u otra dimensión. En casi todas las dimensiones los dos actores educativos muestran una concordancia muy pobre a juzgar por las escalas de Cicchetti (1994). En este caso, el coeficiente positivo significa que existe acuerdo, pero si se opone, al igual que en una correlación es de esperarse que estén correlacionados

negativamente. En el presente caso, parece ser que docentes y estudiantes valoran de forma opuesta en la dimensión de competitividad, un aspecto que puede explicarse en la falta de acuerdo en la presión para obtener mejores calificaciones, lucirse en las clases o en las tareas. Parece ser que la visión de los docentes es contraria a la de los estudiantes, un aspecto que no se ve reflejado en los promedios sino sólo en la concordancia. Por otro lado, al analizar la concordancia en las medidas promedio de docentes y estudiantes, en las nueve dimensiones, se encontró que existe discrepancia. En definitiva, el instrumento muestra que la concepción que se tiene de clima de aula entre docentes y estudiantes no es la misma.

Por lo expuesto, conviene señalar que no es pertinente aplicar el CES de la misma manera en el colegio que en la universidad pues existen concepciones diferentes que justifican una modificación de los aspectos que se valoran en un contexto y otro como bueno para el clima de aula. Una prospectiva en este sentido supone la ampliación de la escala de respuestas y la adaptación de ítems al mundo universitario. Las dimensiones que requieren una revisión más profunda son la concepción de organización y la claridad de las reglas en el aula, seguida de la concepción de las tareas en las que presentan menor fiabilidad, así como también analizar por qué existe discrepancia en la dimensión de competitividad en el aula.

Conclusiones

La aplicación del modelo CES, tal como se aplica en primaria y secundaria, en estudiantes universitarios demostró que no presenta un ajuste válido. Así como se demostró que no existe validez en todas las dimensiones evaluadas, sino únicamente en las dimensiones afiliación e implicación que demostraron tener una fiabilidad aceptable. Por otro lado, al analizar la concordancia entre docentes y estudiantes se encontró que, a nivel general existe discrepancia en la concepción del clima de aula. Especialmente ello se destaca en la dimensión de competitividad. Por tal razón, se recomienda que futuros estudios que se propongan validar la escala CES en estudiantes y docentes universitarios, consideren ampliar la muestra, el rango de opciones de respuesta, así como realicen una adaptación de contenidos.

Agradecimientos

A Patricio Cabrera-Tenecela de la consultora AiA de Cabrera y Andrade Ltda. por sus valiosos consejos con respecto a empleo de ecuaciones estructurales, fiabilidad y análisis de concordancia.

Bibliografía

Álvarez Salamea, F. I. (2013). Gestión pedagógica en el aula: "Clima social escolar, desde la percepción de estudiantes y profesores del séptimo año de educación básica de la unidad educativa San Agustín parroquia Yanuncay y la unidad educativa cristiana Verbo parroquia Nulti del cantón Cuenca provincia del Azuay periodo lectivo 2011-2012 [Tesis de maestría]. UTPL.

Bademci, V. (2011). Kuder-Richardson 20, Cronbach'in alfasi, Hoyt'un varyans analizi, genellenirlik kurami ve ölçüm güvenilirliği üzerine bir çalışma. Dicle Üniversitesi Ziya Gökalp Eğitim Fakültesi Dergisi, 17, 173-193.

Barreto Trujillo, F. J. (2017). Clima escolar y rendimiento académico en estudiantes de preparatoria. Daena: International Journal of Good Conscience, 12(2), 31-44.

Bartko, J. J. (1966). The Intraclass Correlation Coefficient as a Measure of Reliability. Psychological Reports, 19(1), 3-11. <https://doi.org/10.2466/pro.1966.19.1.3>

Blömeke, S., Zlatkin-Troitschanskaia, O., Kuhn, C., & Fege, J. (2013). Modeling and Measuring Competencies in Higher Education. En S. Blömeke, O. Zlatkin-Troitschanskaia, C. Kuhn, & J. Fege (Eds.), Modeling and Measuring Competencies in Higher Education: Tasks and Challenges (pp. 1-10). SensePublishers. https://doi.org/10.1007/978-94-6091-867-4_1

Borsboom, D., Mellenbergh, G. J., & van Heerden, J. (2004). The Concept of Validity. - *PsycNET*. Psychological Review, 111(4). <https://psycnet.apa.org/doiLanding?doi=10.1037%2F0033-295X.111.4.1061>

Brown, G. T. L. (2019). Factor Analysis: A course using Jamovi & lavaan. <https://doi.org/10.17608/>

k6.auckland.c.4643132.v1

Byrne, B. M. (2010). Structural Equation Modeling With AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming (Second). Routledge.

Byrne, B. M. (2016). Structural Equation Modeling With AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming, Third Edition. Routledge.

Cardemil, F. (2017). Análisis de comparación y aplicaciones del método de Bland-Altman: ¿concordancia o correlación? *Medwave*, 17(01). <https://doi.org/10.5867/medwave.2017.01.6852>

Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6(4), 284-290. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.6.4.284>

Conforme Toala, F. J. (2013). Gestión pedagógica en el aula: Clima social escolar, desde la percepción de estudiantes y profesores del séptimo año de educación general básica de los centros educativos, Escuela Fiscal Mixta No. 8 "José Abel Castillo" del recinto Zamora Nuevo del cantón Pedro Carbo de la provincia del Guayas, y de la Unidad Educativa "Santa Mariana de Jesús" de la ciudad de Guayaquil de la provincia del Guayas, en el año lectivo 2011-2012 [Tesis de maestría]. UTPL.

Donoso Tamayo, J. L. (2013). Gestión pedagógica en el aula: Clima social escolar, desde la percepción de estudiantes y profesores del séptimo año de Educación General Básica de los Centros Educativos Vespertino Ecomundo de la ciudad de Guayaquil del cantón Guayaquil y de la Escuela fiscal Raquel Naranjo Galán del Recinto Nato de Arriba del cantón Nobol de la provincia del Guayas, durante el año lectivo 2011-2012 [Tesis de maestría]. UTPL.

Ferla, J., Valcke, M., & Schuyten, G. (2010). Judgments of self-perceived academic competence and their differential impact on students' achievement motivation, learning approach, and academic performance. *European Journal of Psychology of Education*, 25(4), 519-536. <https://doi.org/10.1007/>

S10212-010-0030-9

- Fish, M. C., Gefen, D. R., Kaczetow, W., Winograd, G., & Futersak-Goldberg, R. (2016). Development and Validation of the College Campus Environment Scale (CCES): Promoting Positive College Experiences. *Innovative Higher Education*, 41(2), 153-165. <https://doi.org/10.1007/s10755-015-9337-4>
- Fisher, D. L., & Fraser, B. J. (1983). Validity and use of the Classroom Environment Scale. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 5(3), 261-271. <https://doi.org/10.2307/1164125>
- Fraser, B. J. (1991). Validity and Use of Classroom Environment Instruments. *The Journal of Classroom Interaction*, 26(2), 5-11.
- Fraser, B. J. (1998). Classroom Environment Instruments: Development, Validity and Applications. *Learning Environments Research*, 1(1), 7-34. <https://doi.org/10.1023/A:1009932514731>
- Fraser, B. J., & Treagust, D. F. (1986). Validity and use of an instrument for assessing classroom psychosocial environment in higher education. *Higher Education*, 15(1), 37-57. <https://doi.org/10.1007/BF00138091>
- García Arista, A., Andrade Palos, P., & Calleja, N. (2022). Validación de una Escala para evaluar Clima Escolar en estudiantes Universitarios (ECE-U). *Informes Psicológicos*, 22(1), 267-280. <https://doi.org/10.18566/infpsic.v22n1a16>
- Heale, R., & Twycross, A. (2015). Validity and reliability in quantitative studies. *Evidence-Based Nursing*, 18(3), 66-67. <https://doi.org/10.1136/eb-2015-102129>
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). LISREL 8: Structural Equation Modeling with the SIMPLIS Command Language. Scientific Software International.
- Moos, R. H., & Trickett, E. J. (1974). Classroom environment scale: Manual /. <https://eduq.info/xmlui/handle/11515/10432>
- Ojeda-Guamán, O., & Cabrera-Tenecela, P. (2021). Limitaciones en el instrumento de evaluación de las teorías implícitas: Una aproximación crítica al constructivismo. *South American Research Journal*, 1(1), 29-39.
- Ortega Enríquez, L. J. (2013). Gestión pedagógica en el aula: “Clima social escolar, desde la percepción de estudiantes y profesores del séptimo año de educación básica de los centros educativos unidad educativa salesiana «Santo Tomás Apóstol» de la ciudad de Riobamba, y de la escuela fiscal «Bernardo Castillo» de la parroquia rural de Químiag, cantón Riobamba, provincia de Chimborazo, en el año lectivo 2011-2012” [Tesis de maestría]. UTPL.
- Ortiz Clavijo, M. S., Prado Delgado, V. M., & Ramírez Mahecha, M. L. (2014). Clima social escolar: Discusión desde la adaptación y validación del CES (Escala de Clima Social Escolar). *Opción*, 30(73), 88-100.
- Prado Delgado, V. M., Ramírez Mahecha, M. L., & Ortiz Clavijo, M. S. (2016). Adaptación y validación de la escala de clima social escolar (CES) / Adaptation and validation to the scale of school social climate (CES). *Actualidades Investigativas en Educación*; Vol. 10, Núm. 2: (Mayo - Agosto). <https://doi.org/10.15517/aie.v10i2.10121>
- Ramírez Tandazo, C. de J. (2018). Propuesta de intervención para mejorar el clima de aula en el séptimo grado en la Unidad Educativa Enrique Mora Sares de la ciudad de Machala en el periodo lectivo 2017—2018 respecto al clima del aula que existe en el proceso instructivo – formativo [Tesis de maestría]. UTPL.
- Reason, R. D., Terenzini, P. T., & Domingo, R. J. (2006). First Things First: Developing Academic Competence in the First Year of College*. *Research in Higher Education*, 47(2), 149-175. <https://doi.org/10.1007/s11162-005-8884-4>
- Reyes Valladares, A. V. (2013). Gestión pedagógica en el aula: Clima social escolar, desde la percepción de estudiantes y profesores del séptimo año de educación básica de los centros educativos “Adventista del

- Sur” y “General Numacuro” de la ciudad de Quito provincia Pichincha, en el año lectivo 2011 - 2012 [Tesis de maestría]. UTPL.
- Ríos M, D., Bozzo B, N., Marchant M, J., & Fernández S, P. (2010). Factores que inciden en el clima de aula universitario. *Revista Latinoamericana de Estudios Educativos*, 40(3-4), 105-126.
- Shepard, L. A. (2016). Evaluating test validity: Reprise and progress. *Assessment in Education: Principles, Policy & Practice*, 23(2), 268-280. <https://doi.org/10.1080/0969594X.2016.1141168>
- Soria Cevallos, P. D. (2014). Clima social escolar, desde la percepción de estudiantes y profesores del séptimo año de educación básica de la Escuela Pensionado Rumiñahui, de la ciudad de Quito, del cantón Quito, provincia de Pichincha; y, de la Unidad Educativa Elena Enríquez, de la parroquia Calderón, de la ciudad de Quito, del cantón Quito, provincia de Pichincha, en el año lectivo 2011-2012. [Tesis de maestría]. UTPL.
- Soriano Rodríguez, A. M. (2014). Diseño y validación de instrumentos de medición. *Diálogos*, 14, 19-40. <https://doi.org/10.5377/dialogos.voi14.2202>
- The jamovi project. (2021). Jamovi (Versión 1.6). [Computer Software]. <https://www.jamovi.org/>
- Trickett, E. J., Leone, P. E., Fink, C. M., & Braaten, S. L. (1993). The Perceived Environment of Special Education Classrooms for Adolescents: A Revision of the Classroom Environment Scale. *Exceptional Children*, 59(5), 411-420. <https://doi.org/10.1177/001440299305900504>
- Trickett, E. J., & Moos, R. H. (1973). Social environment of junior high and high school classrooms. *Journal of Educational Psychology*, 65(1), 93-102. <https://doi.org/10.1037/h0034823>
- Vélez Andrade, W. O. (2013). Gestión pedagógica en el aula: “clima social escolar desde la percepción de estudiantes y profesores del séptimo año de educación general básica de los centros educativos Ezequiel Crespo Ambrosi de la ciudad de Cuenca, cantón Cuenca; y Honorato Loyola de la parroquia Bulán, cantón Paute, provincia del Azuay, 2012 - 2013 [Tesis de maestría]. UTPL.
- Wasserstein, R. L., & Lazar, N. A. (2016). The ASA Statement on p-Values: Context, Process, and Purpose. *The American Statistician*, 70(2), 129-133. <https://doi.org/10.1080/00031305.2016.1154108>
- Wieringa, N., Janssen, F. J. J. M., & Van Driel, J. H. (2011). Biology Teachers Designing Context-Based Lessons for Their Classroom Practice—The importance of rules-of-thumb. *International Journal of Science Education*, 33(17), 2437-2462. <https://doi.org/10.1080/09500693.2011.553969>