



Original

Midiendo la percepción de estudiantes españoles del comportamiento emocionalmente inteligente de sus docentes: relaciones con resultados académicos y personales



Natalio Extremera^{a,*}, Manuel Pulido-Martos^b, Sergio Mérida-López^a, Lourdes Rey^c, y Zorana Ivcevic^d

^a Departamento de Psicología Social, Trabajo Social y Servicios Sociales y Antropología Social, Universidad de Málaga, Málaga, España

^b Departamento de Psicología, Universidad de Jaén, Jaén, España

^c Departamento de Personalidad, Evaluación y Tratamiento Psicológico, Universidad de Málaga, Málaga, España

^d Yale Center for Emotional Intelligence, Yale University, New Haven, CT, USA

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 18 de noviembre de 2024

Aceptado el 26 de marzo de 2025

On-line el 13 de junio de 2025

Palabras clave:

Comportamientos emocionalmente

inteligentes docentes

Validación española

Contexto escolar

Inteligencia emocional

R E S U M E N

El objetivo de esta investigación es analizar las propiedades psicométricas de la versión española de la *Escala de Comportamientos Emocionalmente Inteligentes Docente* (TEIBS-S) en dos estudios independientes con estudiantes de secundaria. En el Estudio 1, se ha utilizado un diseño transversal con 1850 estudiantes de secundaria (52.3% chicas; $M_{edad} = 14.2$ años) que han completado la TEIBS-S y otras medidas que evalúan satisfacción vital, estados emocionales negativos, calidad de las relaciones profesorado-alumnado y apoyo en el aula. En el Estudio 2, se ha utilizado un diseño prospectivo donde 409 estudiantes de secundaria (60% chicas; $M_{edad} = 13.4$ años) han completado la TEIBS-S en tiempo 1 y, tras unos cinco meses de media, han cumplimentado diferentes medidas de *engagement* académico, satisfacción vital, estados emocionales positivos y negativos, sintomatología ansiosa y depresiva y quejas somáticas. Los resultados han revelado una consistencia interna adecuada. Además, los análisis factoriales han apoyado una solución de un factor similar a la versión en inglés e invariante a través del género, así como relaciones significativas esperadas con las variables de bienestar y académicas analizadas. Por último, el Estudio 2 ha indicado que la TEIBS-S se ha relacionado positivamente con el compromiso académico, el afecto positivo y la satisfacción con la vida y negativamente con los síntomas somáticos del alumnado unos cinco meses como media después. Nuestros hallazgos proporcionan evidencias preliminares de que la TEIBS-S es un instrumento útil y válido para evaluar comportamientos emocionalmente inteligentes docentes y que se relacionan con resultados afectivos y académicos significativos de sus estudiantes. Finalmente, se sugieren algunas recomendaciones prácticas y futuras líneas del uso de la TEIBS-S en el contexto escolar.

© 2025 Universidad del País Vasco. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la CC BY-NC-ND licencia (<http://creativecommons.org/licencias/by-nc-nd/4.0/>).

Measuring Spanish students' perception of teachers' emotionally intelligent behavior: Relationships to academic and individual outcomes

A B S T R A C T

The aim of the present investigation was to analyze the psychometric properties of the Spanish version of the *Teacher Emotionally Intelligent Behavior Scale* (TEIBS-S) in two independent studies with secondary students. In Study 1, a cross-sectional design was used and 1850 secondary students (52.3% girls; $M_{age} = 14.2$ years) completed the TEIBS-S and other self-report measures of theoretically relevant constructs, including life satisfaction, negative emotional states, the quality of teacher-student relationships, and support in the classroom. In Study 2, a prospective design was used in which 409 secondary school students (60% girls; $M_{age} = 13.4$ years) completed the TEIBS-S at time 1 and different self-report measures of academic engagement, satisfaction with life, positive and negative emotional states, anxiety and depression

Keywords:

Teacher emotionally intelligent behavior

Spanish validation

school context

Emotional intelligence

Véase contenido relacionado en DOI: <https://doi.org/10.1016/j.psicoe.2025.500167>

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: nexremera@uma.es (N. Extremera).

<https://doi.org/10.1016/j.psicod.2025.500167>

1136-1034/© 2025 Universidad del País Vasco. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la CC BY-NC-ND licencia (<http://creativecommons.org/licencias/by-nc-nd/4.0/>).

symptomatology, and somatic symptoms over on average five-month prospective interval. The results revealed preliminary evidence of adequate internal consistency. Also, the factor analyses supported a one-factor solution as original English version and was invariant across gender and expected significant relationships with the well-being and academic variables analyzed. Finally, Study 2 indicated that the TEIBS-S was positively related to academic engagement dimensions, positive affect and life satisfaction and negatively linked to somatic symptoms five months later. Our findings provide preliminary evidence that the TEIBS-S is a useful and valid instrument to assess teacher emotional intelligence-related behaviors that are linked to students' affective and academic outcomes. Finally, practical recommendations and future lines of research using the TEIBS-S in school context are suggested.

© 2025 Universidad del País Vasco. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Introducción

Diferentes enfoques teóricos han propuesto que los recursos sociales y emocionales del profesorado pueden ejercer un impacto significativo en el aprendizaje y el bienestar de los y las adolescentes en la escuela (Floman et al., 2024; Frenzel et al., 2021). Se considera que las habilidades eficaces del profesorado para gestionar las demandas sociales del aula desempeñan un papel importante en la forma en que los y las adolescentes afrontan el malestar emocional (Collie, 2017). En consecuencia, el Modelo del Aula Prosocial plantea que las competencias sociales y emocionales del profesorado, junto con sus niveles de bienestar, contribuyen al desarrollo y mantenimiento de un clima en el aula favorable junto con resultados académicos y afectivos deseados en el alumnado (Baumsteiger et al., 2022; Jennings y Greenberg, 2009). Por el contrario, cuando la plantilla docente carece de estas competencias socioemocionales para gestionar las demandas de la enseñanza, su bienestar se ve deteriorado y esto conduce a una incapacidad para responder eficazmente a las necesidades del alumnado, lo que resulta en un deterioro del clima en el aula, así como peores resultados académicos y afectivos para sus estudiantes (Collie, 2017; Floman et al., 2024). La inteligencia emocional (IE) ha sido reconocida como un recurso personal clave con beneficios significativos para el bienestar docente y la creación de climas de aula positivos (Aldrup et al., 2020; Brackett et al., 2019).

En la presente investigación, nos centramos en la IE. Originalmente, Mayer y Salovey (1997) definieron la IE como un conjunto de cuatro habilidades mentales relacionadas, que incluyen: (1) percibir con precisión las emociones propias y de los demás en uno mismo y en los/as demás, (2) utilizar las emociones para facilitar la resolución de problemas y la toma de decisiones, (3) comprender las causas típicas, consecuencias y transiciones entre emociones, y (4) regular las emociones hacia metas deseadas, tanto en relación con el rendimiento como con el bienestar. Esta conceptualización de la IE, conocida en la literatura como el modelo de habilidad, sostiene que estas capacidades constituyen una forma de inteligencia basada en el procesamiento de información “caliente” y que debe evaluarse mediante pruebas basadas en el rendimiento, similares a las utilizadas para evaluar la inteligencia general (Mayer et al., 2016).

Otra línea de investigación en IE se ha centrado en la percepción de las evaluaciones emocionales, desarrollándose medidas de autoinforme, similares en naturaleza a las medidas de autoeficacia (Law et al., 2004). Aunque tanto las medidas de habilidad como las de autoinforme predicen resultados teóricamente relevantes, como el bienestar, la calidad de las relaciones y el rendimiento académico y laboral (por ejemplo, MacCann et al., 2020; Sánchez-Álvarez et al., 2016), ninguna de ellas mide el comportamiento real. Las habilidades mentales y la autoeficacia sobre nuestras habilidades emocionales pueden describirse mejor como el potencial para un comportamiento emocionalmente inteligente, pero el comportamiento en sí probablemente está influenciado por otros factores, como la personalidad y el contexto social (Ivcevic et al., 2025;

Matthews et al., 2021). Aunque el comportamiento emocionalmente inteligente ha sido teóricamente definido como distinto de la IE habilidad y la autoeficacia emocional, la investigación centrada específicamente en dicho comportamiento, es decir, observado por otras personas que interactúan estrechamente con la persona evaluada, ha sido bastante escasa.

En este trabajo, nos centramos en el comportamiento emocionalmente inteligente y en un enfoque novedoso para medirlo mediante informes de observadores/as. El constructo del comportamiento emocionalmente inteligente del/la docente (CEID) se basa en la investigación sobre percepción interpersonal (Kenny, 2020) y describe las conductas del profesorado emocionalmente inteligente tal como es percibido por el alumnado en el contexto escolar. Boyatzis (2018) ha argumentado que el comportamiento emocionalmente inteligente afecta a los resultados individuales y que estas conductas se evalúan mejor mediante informes de personas observadoras externas. Utilizando este enfoque en el contexto educativo, un estudio con adolescentes, ha encontrado que la regulación emocional observada en el profesorado predice logros académicos y resultados interpersonales del alumnado, independientemente de sus niveles de regulación emocional evaluados mediante pruebas de habilidad, incluso controlando los rasgos de personalidad y el género (Ivcevic y Eggers, 2021). De manera similar, Floman et al. (2024) han encontrado que las evaluaciones en regulación emocional de la plantilla directiva del centro por parte del personal docente predicen el bienestar de este último, en concreto, mayor afecto positivo y satisfacción laboral, y menos agotamiento emocional.

En su estudio, Elfenbein et al. (2015) habían solicitado a la dirección y plantilla de trabajo, así como a los distintos miembros integrantes de equipos en proyectos universitarios, que se evaluaran en medidas de rendimiento y auto-percibidas de IE y evaluaran a sus colegas mediante medidas hetero-informadas de IE. En este trabajo no midieron directamente el comportamiento, sino la percepción social de sus habilidades por parte de los y las informantes, dado que se presupone que las personas solo pueden juzgar la habilidad percibida en otras a partir del comportamiento observado (ya que no tienen acceso a la autoeficacia emocional de sus colegas ni a su habilidad real para realizar pruebas de rendimiento). Estos estudios han demostrado que los y las informantes múltiples coinciden significativamente en sus descripciones de la IE de las personas supervisoras, y que estas medidas predicen resultados significativos como el liderazgo transformacional y el desempeño (Elfenbein et al., 2015). Además, estas predicciones tienen validez incremental respecto a las medidas de IE basadas en autoinformes o medidas de habilidad, y siguen siendo significativas tras controlar variables relevantes (por ejemplo, la inteligencia general, los rasgos de personalidad, o la simpatía).

Ivcevic et al. (2021) han desarrollado una escala de observación externa que evalúa el comportamiento emocionalmente inteligente del personal directivo. Basada en el modelo de IE de (Mayer y Salovey, 1997; Mayer et al., 2016), los ítems de esta escala abordan explícitamente conductas indicativas de percepción emocional (p. ej., “Si alguien se siente molesto/a por una decisión, mi supervisor/a

lo nota”), uso de emociones para resolver problemas (p. ej., “Mi supervisor/a genera entusiasmo para motivar a otros/as”), comprensión emocional (p. ej., “Mi supervisor/a entiende las razones por las que los/as empleados/as se molestan”) y regulación emocional (p. ej., “Mi supervisor/a es bueno/a ayudando a los/as demás a sentirse mejor cuando están decepcionados/as o molestos/as”). La escala ha mostrado una estructura unidimensional (Ivcevic et al., 2021). Levitats et al. (2022) han probado la validez estructural mediante análisis factorial confirmatorio (AFC) junto con medidas teóricamente relevantes como la cultura organizacional (es decir, percepciones de la plantilla sobre prácticas de recursos humanos que apoyan la IE y escasa recompensa organizacional por poner en práctica valores de IE), calidad de las relaciones (es decir, mal comportamiento de la plantilla supervisora, incluida dureza con el personal laboral y mala gestión emocional), y variables individuales (es decir, ilusión con el trabajo, agotamiento emocional). Los resultados han respaldado que el comportamiento emocionalmente inteligente de las personas supervisoras correlaciona con estas variables, pero es distinto de ellas. En un estudio a gran escala con personal laboral de diversas organizaciones, Ivcevic et al. (2021) han encontrado que los informes de personas observadoras predecían la percepción de oportunidades de crecimiento y emociones positivas en el trabajo, lo cual, a su vez, se asociaba con conductas creativas relacionadas con el mismo. Empleando la misma medida, Levitats et al. (2022) han mostrado que el comportamiento emocionalmente inteligente del personal supervisor informado por la plantilla se asocia positivamente con la ilusión con el trabajo y negativamente con el agotamiento emocional, y que este comportamiento media la relación entre prácticas de recursos humanos que apoyan la IE y estos resultados individuales.

En los siguientes estudios, hemos adaptado la Escala de Comportamientos Emocionalmente Inteligentes de la Persona Supervisora (*Supervisor Emotionally Intelligent Behavior Scale*; SEIBS) al contexto escolar (*Teacher Emotionally Intelligent Behavior Scale*; TEIBS). En lugar de pedir al personal laboral que describa el comportamiento de sus gerentes, solicitamos al alumnado que describiera comportamientos que muestran que sus docentes perciben eficazmente las emociones, las usan para ayudar a pensar e inspirar o facilitar la resolución de problemas, comprenden las causas y consecuencias de las emociones y regulan las emociones tanto propias como las experimentadas en el aula. La persona supervisora en el entorno laboral y el profesorado en el contexto escolar tienen muchas similitudes. En ambos casos, establecen el tono emocional de los grupos que dirigen, definen normas sobre qué comportamientos (incluidas expresiones emocionales) son aceptables o no, y determinan resultados individuales importantes (como ascensos en el trabajo, calificaciones y otras evaluaciones en la escuela). Al igual que la persona responsable en el ámbito laboral, el profesorado interactúa con otras personas en su entorno (principalmente alumnado) y su objetivo explícito es influir en su comportamiento: instruyen, motivan, establecen y mantienen el clima del aula y hacen cumplir las normas de comportamiento aceptable. La literatura sobre comportamiento organizacional ha proporcionado abundante evidencia de que las conductas de la persona supervisora influyen en las acciones y resultados de su personal (Burke et al., 2006) y que, en gran medida, el liderazgo es un proceso emocional (Dasborough et al., 2022). En contextos educativos, la plantilla docente contribuye a construir recursos emocionales y motivacionales entre el alumnado (Baumsteiger et al., 2022) y su IE desempeña un papel importante al explicar las diferencias en el aprendizaje, actitudes y bienestar escolar del alumnado (Collie, 2017).

Por tanto, el estudiantado que percibe que sus docentes actúan de manera emocionalmente inteligente tiende a: (1) sentirse apoyado, ya que sus emociones son reconocidas por su profesorado; (2) aprenden de forma vicaria a cómo comprender y gestionar las emociones; y (3) se vuelven más capaces de aprender con eficacia

y tienen un mayor bienestar en el centro educativo (Braun et al., 2020; Jennings y Greenberg, 2009; MacCann et al., 2020). Las y los adolescentes que perciben altos niveles de CEID pueden identificar a sus docentes como modelos positivos que valoran las emociones del alumnado, sintiéndose así más seguros/as y dispuestos/as a buscar apoyo (Frenzel et al., 2021). Además, las y los estudiantes que perciben a sus docentes como emocionalmente inteligentes pueden confiar más en sus competencias, experimentar mayor implicación académica y emociones más positivas en el aula (Divecha y Brackett, 2020; Jennings y Greenberg, 2009). Aunque existe evidencia sobre la relación entre el comportamiento emocionalmente inteligente del personal directivo y los resultados afectivos y de rendimiento en contextos organizacionales (Elfenbein et al., 2015; Ivcevic et al., 2021; Law et al., 2004; Levitats et al., 2022), la evaluación del CEID en el contexto educativo mediante un enfoque de percepción social aún requiere de mayor exploración (Floman et al., 2024). Las evaluaciones típicas de IE, ya sea mediante autoinformes o pruebas de rendimiento, solicitan al profesorado que evalúe su autoeficacia emocional o que identifique emociones en distintos escenarios o expresiones faciales. Sin embargo, estas medidas no proporcionan información sobre en qué medida el profesorado aplica sus habilidades y percepciones de IE en el aula. En cambio, cuando las y los adolescentes interactúan repetidamente con sus docentes, constantemente hacen juicios sobre sus habilidades socioemocionales, los cuales influyen implícita y explícitamente en los propios estados emocionales del alumnado, sus actitudes y la toma de decisiones académicas.

En resumen, este estudio examina la percepción del CEID a través de enfoques de observadores/as, con el objetivo de entender la fiabilidad y validez de dichas evaluaciones en entornos escolares. El alumnado juzga frecuentemente las habilidades emocionales de sus docentes, y estos juicios tienen implicaciones significativas tanto académicas como personales (Telli, 2016). Comprender la precisión e impacto de estas percepciones es crucial para mejorar la interacción docente-alumnado, el desarrollo profesional y la toma de decisiones pedagógicas en los contextos escolares. Esta investigación es relevante para el personal directivo de centros educativos escolares, los y las profesionales de la orientación y de la psicología educativa que se apoyan en evaluaciones de IE para la selección de su personal, la mejora de la calidad docente y formación profesional. El estudio amplía la literatura existente sobre IE al centrarse en evaluaciones de observadores/as en contextos aplicados, en lugar de autoinformes o pruebas de rendimiento de IE (Bru-Luna et al., 2021). Además, contribuye con evidencia empírica sobre la fiabilidad y validez predictiva de la IE evaluada por informes de observación, proporcionando una comprensión más completa de cómo se perciben estas habilidades emocionales. Al enfocarse en una muestra española, este estudio añade valor confirmando la aplicabilidad del TEIB-S en diferentes contextos culturales y explorando las conexiones entre la percepción del comportamiento emocionalmente inteligente del profesorado y su impacto en resultados académicos e individuales.

El presente estudio

Con base en la investigación revisada y utilizando un enfoque de evaluación del CEID mediante observación, adaptamos la versión original de la SEIBS (Ivcevic et al., 2021) al contexto escolar. El objetivo del presente estudio ha sido evaluar la estructura factorial, la invarianza por género, la consistencia interna, y la validez convergente y divergente de la *TEIBS-Spanish* (TEIBS-S) en una amplia muestra de estudiantes de secundaria en España. Esta validación en el contexto español es esencial para asegurar su fiabilidad y validez al evaluar la percepción social de la IE del docente entre el estudiantado español. Las diferencias culturales y lingüísticas pueden

influir en cómo se interpretan y responde a los ítems en la adolescencia, afectando potencialmente a la precisión del instrumento. Por tanto, este estudio puede proporcionar evidencia preliminar de que la TEIBS-S refleja con precisión la percepción social de muestras de alumnado español sobre el CEID, garantizando así que la dirección académica, la plantilla docente y el personal investigador cuentan con una herramienta útil para la evaluación, el desarrollo profesional y los procesos de selección.

Dadas estas consideraciones, el propósito del presente estudio ha sido doble. El primer objetivo ha sido examinar las propiedades psicométricas de la TEIBS-S y su relación con diferentes resultados sociales y personales (estudio 1). Se espera que la TEIBS-S sea un instrumento válido y fiable para muestras estudiantiles españolas, con correlaciones positivas significativas con la satisfacción vital, el apoyo del profesorado y el apoyo de iguales, la comunicación profesorado-alumnado y la confianza hacia el profesorado, y correlaciones negativas con la sintomatología depresiva y el estrés percibido. Además, también se ha examinado la validez predictiva y prospectiva de la TEIBS-S sobre diferentes resultados personales y académicos (estudio 2). En resumen, se espera encontrar efectos positivos significativos sobre el *engagement* académico, el afecto positivo y la satisfacción con la vida, así como efectos negativos sobre el afecto negativo, la ansiedad, la depresión y las quejas somáticas.

Estudio 1

Método

Participantes

La muestra ha estado compuesta por 1850 estudiantes de Educación Secundaria Obligatoria (ESO) del sur de España (Málaga), con la participación de 9 centros educativos distintos (52.3% chicas), con edades comprendidas entre los 12 y los 18 años ($M = 14.2$, $DT = 1.42$). En este estudio transversal el alumnado participante ha completado la TEIBS-S en una única ocasión, junto con varias escalas sobre resultados académicos y afectivos.

Instrumentos

Todos los participantes han proporcionado datos básicos sociodemográficos sobre su edad y género.

Versión española de la Escala del Comportamiento Emocionalmente Inteligente del/la docente (TEIBS-S). La TEIBS-S ha sido adaptada al contexto académico a partir de la escala original enfocada a personas supervisoras en organizaciones (Ivcevic et al., 2021), sustituyendo los términos “supervisor/a” por “profesor/a/tutor/a”, “empleados/as” por “estudiantes” y “en el trabajo” por “en el aula”. La traducción al español ha sido realizada por el primer autor del presente trabajo y retraducida al inglés por un asistente bilingüe. Posteriormente, ambos miembros han comparado las versiones de la TEIBS-S y han acordado la versión final traducida al español. Esta escala tipo Likert de 11 ítems pregunta al alumnado hasta qué punto sus tutores/as muestran comportamientos característicos de las cuatro habilidades de la IE en el aula: percepción emocional (tres ítems, p. ej., “Mi profesor/a se da cuenta cuando sus estudiantes están insatisfechos/as en clase”), uso de las emociones para facilitar el pensamiento y la resolución de problemas (cuatro ítems, p. ej., “Mi profesor/a ayuda a sus estudiantes a encontrar formas de canalizar su insatisfacción hacia un cambio productivo”), comprensión de las emociones (dos ítems, p. ej., “Mi profesor/a entiende cómo sus decisiones y comportamientos afectan a cómo se sienten sus estudiantes en clase”) y regulación emocional (dos ítems, p. ej., “Mi profesor/a es bueno/a ayudando a sus estudiantes a sentirse mejor cuando están decepcionados/as o molestos/as”). El alumnado ha respondido en una escala Likert de 6 puntos que va desde

Tabla 1

Análisis factorial exploratorio de los ítems de la TEIBS-S ($n = 898$)

Ítems	Factor
1. Si alguien se siente molesto/a por una decisión, mi profesor/a lo percibe.	.69
2. Mi profesor/a se da cuenta cuando algún/a alumno/a está insatisfecho/a en clase.	.70
3. Mi profesor/a es bueno/a leyendo las emociones de los/as alumnos/as.	.78
4. Mi profesor/a ayuda a los/as alumnos/as a encontrar la manera de canalizar su desmotivación hacia cambios más productivos.	.77
5. Mi profesor/a anima a los/as alumnos/as a utilizar su curiosidad para aprender y tener ideas.	.74
6. Mi profesor/a sabe generar entusiasmo para motivar a sus alumnos/as.	.75
7. Mi profesor/a aprende de los errores y éxitos pasados cuando planifica sus clases para el futuro.	.75
8. Mi profesor/a comprende las razones por la que sus alumnos/as se muestran enfadados/as.	.75
9. Mi profesor/a comprende que sus decisiones y comportamientos afectan a como los/las alumnos/as se sienten en clase.	.62
10. Mi profesor/a mantiene la calma en situaciones difíciles.	.73
11. Mi profesor/a es bueno/a ayudando a los/las alumnos/as a sentirse mejor cuando ellos están desilusionados/as o molestos/as por algo.	.78

1 = totalmente en desacuerdo hasta 6 = totalmente de acuerdo (ver Tabla 1).

Escala de Satisfacción con la Vida (SWLS; Diener et al., 1985; versión española, Atienza et al., 2003). Esta escala consta de cinco afirmaciones referidas a la percepción de satisfacción global con la vida. Los valores de fiabilidad en este estudio han sido: alfa de Cronbach = .82, omega = .83, varianza media extraída (AVE) = .50, y fiabilidad compuesta (CR) = .83.

Subescala de depresión de la Escala de Depresión, Ansiedad y Estrés-21 (DASS-21; Lovibond y Lovibond, 1995; versión española, Bados et al., 2005). Esta escala se ha utilizado para evaluar síntomas característicos de la depresión en la vida diaria. El alumnado ha respondido en una escala de 7 puntos. La fiabilidad en este estudio ha sido: alfa de Cronbach = .92, omega = .89, AVE = .63 y CR = .92.

La calidad de la relación docente-estudiante se ha medido mediante las subescalas de confianza y comunicación del *Inventario de Relaciones Profesorado-Estudiante* (ITSR; Murray y Zvoch, 2011). El alumnado ha respondido en una escala de 4 puntos, desde 1 = nunca hasta 4 = siempre. Los valores de fiabilidad en este estudio han sido: para la subescala de confianza, alfa ordinal = .88, omega = .84, AVE = .60 y CR = .88; para la subescala de comunicación, alfa ordinal = .91, omega = .89, AVE = .57 y CR = .91. La versión en español ha mostrado propiedades satisfactorias en estudios previos con muestras adolescentes españolas (Chamizo et al., 2021).

El apoyo del profesorado y de los iguales se ha evaluado mediante dos subescalas de la *Escala de Apoyo del Profesorado y de los Compañeros* (TCSS; Torsheim et al., 2000; versión española, García-Moya et al., 2013), compuestas por cuatro ítems cada una, con respuestas que van desde 1 = totalmente en desacuerdo hasta 5 = totalmente de acuerdo. El alumnado ha informado sobre su satisfacción con el apoyo recibido por parte de profesores e iguales en el aula, así como sobre la disponibilidad y utilidad de dicho apoyo. La fiabilidad en este estudio ha sido: para el apoyo del profesorado, alfa de Cronbach = .76, omega = .76, AVE = .44 y CR = .76; para el apoyo de los iguales, alfa = .74, omega = .74, AVE = .43 y CR = .74.

La Escala de Estrés Percibido (PSS-4; Cohen et al., 1983; versión española, Vallejo et al., 2018) se ha utilizado para medir hasta qué punto el alumnado percibe la vida como incontrolable o impredecible. Esta escala consta de cuatro ítems que se responden en una

Tabla 2Índices de bondad de ajuste para los modelos evaluados de la TEIBS-S ($n=952$)

	χ^2 YB	gl	CFI	TLI	RMSEA (IC 90% RMSEA)	SRMR	$\Delta \chi^2$ YB
Modelo de un factor	353***	44	.92	.90	.105 (.095, .115)	.043	-
Modelo de un factor modificado ^a	209***	41	.96	.94	.080 (.069, .090)	.034	127.91*** b

Nota. CFI = índice de ajuste comparativo; IC = intervalo de confianza; gl = grados de libertad; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; SRMR = residuos cuadráticos medios estandarizados; TLI = índice de Tucker-Lewis; χ^2 YB = χ^2 escalado de Yuan-Bentler.

*** $p < .001$.

^a Se ha permitido la correlación de tres pares de términos de error (2-3, 1-2 y 5-6).

^b Aunque la comparación entre los modelos anidados, evaluada por el estadístico χ^2 YB no se distribuye como χ^2 , se puede utilizar una diferencia en χ^2 escalado para comparar el χ^2 YB en modelos más y menos restringidos.

escala que va de 1 = nunca a 5 = siempre. La fiabilidad de la PSS-4 en este estudio ha sido: alfa = .70, omega = .76, AVE = .31 y CR = .73.

Procedimiento

Los participantes han sido seleccionados mediante un muestreo por conveniencia, tras informar a la dirección de los centros sobre los objetivos del estudio, quienes aceptaron participar voluntariamente. Las familias y/o tutores legales han dado su consentimiento informado antes de la participación del alumnado. El estudiantado ha completado los cuestionarios en sus aulas durante el horario lectivo habitual, en presencia de un miembro del grupo de investigación. El estudio se ha llevado a cabo de acuerdo con la [Declaración de Helsinki \(2013\)](#) y ha sido aprobado por el Comité de Ética de la universidad responsable del estudio (169-2023-H).

Análisis de datos

Para el estudio de las propiedades psicométricas de la TEIBS-S, se ha dividido aleatoriamente la muestra en dos submuestras para separar los análisis exploratorio y confirmatorio ([Worthington y Whittaker, 2006](#)). Se ha realizado un análisis factorial exploratorio (AFE; $n=898$) con la primera submuestra extraída (1a) y se han aplicado dos criterios para justificar la extracción de factores: la prueba de esfericidad de Barlett y el índice de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO). Los valores mayores a .80 y .90 se consideran excelentes ([Hair et al., 2019](#); [Kim y Mueller, 1978](#)). A continuación, se ha aplicado el método de factorización de ejes principales con rotación oblicua (oblimin). Para determinar el número de factores a extraer, se ha realizado un análisis paralelo (AP) basado en el análisis factorial de rango mínimo ([Timmerman y Lorenzo-Seva, 2011](#)) usando el programa FACTOR. Además, se han calculado algunos índices de unidimensionalidad/multidimensionalidad: la congruencia unidimensional (UNICO; valor recomendado $>.95$), la varianza común explicada (ECV $<.80$) y la media de las cargas residuales absolutas de los ítems (MIREAL $<.30$) ([Ferrando y Lorenzo-Seva, 2018](#)). Se han considerado únicamente los ítems con cargas factoriales superiores a .40 y sin cargas cruzadas para su asignación, siguiendo las directrices de [Fabrigar et al. \(1999\)](#).

Se ha utilizado la segunda muestra (1b) para un AFC ($n=952$) con el fin de validar el ajuste de los datos al modelo obtenido mediante el AFE. Se ha empleado el método de estimación MLR (del programa Mplus; [Muthén y Muthén, 1998-2017](#)) o ML escalado de Yuan-Bentler ([Yuan y Bentler, 2000](#)) para controlar los posibles sesgos debidos a la falta de normalidad, en asimetría y especialmente en curtosis. Se ha evaluado el ajuste de los modelos a los datos mediante el estadístico χ^2 escalado de Yuan-Bentler (χ^2 YB), en el que una prueba significativa indica un ajuste inadecuado (aunque el valor puede verse afectado en muestras grandes), el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de Tucker-Lewis (TLI), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) y los residuos cuadráticos medios estandarizados (SRMR). Para CFI y TLI, se sugieren valores $\geq .95$ como criterio de ajuste adecuado ([Hu y Bentler, 1999](#)). Para RMSEA, un valor $\leq .05$ indica un ajuste óptimo

y $\leq .08$ un ajuste adecuado ([Browne y Cudeck, 1992](#)). Para SRMR, un valor $\leq .08$ indica un buen ajuste ([Hu y Bentler, 1999](#)).

Se ha evaluado la consistencia interna de la TEIBS-S (empleando el modelo con el mejor ajuste obtenido en el AFC) mediante los índices alfa de Cronbach y omega de McDonald ([Doval et al., 2023](#); [Peters, 2014](#)). A continuación, se ha examinado la validez convergente y divergente de la TEIBS-S realizando diferentes análisis de correlación de Pearson considerando resultados teóricamente relevantes.

Por último, se ha comprobado la invarianza de medida en función del género. En primer lugar, se ha evaluado el ajuste del modelo de medida de forma separada, utilizando CFA para los dos géneros evaluados (es decir, chicas y chicos). Después, en cada análisis, se han examinado modelos anidados aplicando de forma progresiva criterios más estrictos ([Vandenberg y Lance, 2000](#)). Se ha evaluado la equivalencia de las cargas factoriales para ambos géneros (invarianza débil o métrica) y la equivalencia de los interceptos de los ítems (invarianza fuerte o escalar). Se han comparado los diferentes modelos anidados con base en las diferencias en los índices de ajuste (Δ CFI, Δ TLI y Δ RMSEA). Las reducciones en CFI y TLI inferiores a .01 y un aumento en RMSEA menor a .015, se consideran indicadores de falta de invarianza ([Cheung y Rensvold, 2002](#)).

Resultados

En línea con el primer objetivo, se han examinado las propiedades psicométricas de la TEIBS-S. En la muestra 1a, tanto la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 = 5719$, $p < .001$) como el KMO (.95) han indicado la idoneidad de realizar el AFE. Los resultados del AP han mostrado autovalores empíricos para los dos primeros factores de 63.19 y 8.38 y autovalores aleatorios correspondientes al percentil 95 de 22.87 y 19.33, confirmando una solución unifactorial. La unidimensionalidad se ha confirmado por los valores de UNICO (.99), ECV (.91) y MIREAL (.19). Las cargas factoriales han oscilado entre .63 y .78 ([Tabla 1](#)), por lo que se han mantenido todos los ítems.

Esta estructura factorial, que coincide con la de la escala original, se ha comparado con los resultados del AFC en la muestra 1b ([Tabla 2](#)). El modelo unifactorial hipotetizado ha sido apoyado por los datos. Sin embargo, valores especialmente elevados para el RMSEA junto al análisis de los índices de modificación, han sugerido establecer covarianzas entre los términos de error de los siguientes ítems (2-3, 1-2 y 5-6). La revisión de los enunciados de dichos ítems ha permitido identificar similitudes que podrían explicar esas correlaciones (p. ej., los ítems 1 y 2 se refieren a emociones negativas y los ítems 5 y 6 se refieren a emociones positivas con una elevada activación). Este modelo, con los cambios introducidos, ha mostrado un buen ajuste a los datos: χ^2 YB = 209, $p < .001$, gl = 41, CFI = .96, TLI = .94, RMSEA = .080, IC 90% RMSEA = .069-.090 y SRMR = .034 (ver [Tabla 2](#)). Todas las cargas han sido estadísticamente significativas y de un tamaño adecuado (.64-.80).

Considerando el modelo con el mejor ajuste factorial, la consistencia interna evaluada mediante el alfa de Cronbach y el omega para la puntuación total ha sido de .92 y .91, respectivamente.

Tabla 3
Correlaciones entre variables ($n = 952$)

	1	2	3	4	5	6	7
Versión Española de la Teacher Emotionally Intelligent Behavior (1)	-						
Satisfacción vital (2)	.24***	-					
Apoyo del/de la docente (3)	.56***	.29***	-				
Apoyo de los/as compañeros/as (4)	.30***	.33***	.33***	-			
Comunicación docente-estudiante (5)	.58***	.18***	.45***	.22***	-		
Confianza docente-estudiante (6)	.63***	.24***	.57***	.25***	.71***	-	
Sintomatología depresiva (7)	-.13***	-.46***	-.14***	-.17***	.01	-.15***	-
Estrés percibido (8)	-.17***	-.50***	-.16***	-.23***	-.10**	-.17***	.64***

Nota. *** $p < .001$. ** $p < .01$.

Las relaciones entre la TEIBS-S y los resultados individuales aparecen en la [Tabla 3](#). Las correlaciones de las puntuaciones de la TEIBS-S con la *satisfacción vital* ($r = .25$), el *apoyo del/de la docente* ($r = .56$), el *apoyo de los/as compañeros/as de clase* ($r = .30$), la *comunicación docente-estudiante* ($r = .58$) y la *confianza docente-estudiante* ($r = .63$) han sido positivas y significativas. Como se esperaba, las correlaciones han sido más elevadas para los resultados que describen la calidad de la relación docente-alumno/a, pero no tan elevadas como para sugerir que la TEIBS-S evalúa únicamente el grado en que el estudiantado experimenta interacciones positivas con el/la docente. En cambio, las puntuaciones de la TEIBS-S han correlacionado negativa y significativamente (pero de manera modesta) con la *sintomatología depresiva* y el *estrés percibido* ($r = -.13$ y $-.17$, respectivamente).

Los modelos derivados de los CFA independientes para estudiantes hombres y mujeres han mostrado un ajuste adecuado a los datos, indicando esto la idoneidad de realizar un análisis de invarianza de medida (hombres: χ^2 YB=110, $p < .001$, $gl = 41$, CFI = .96, TLI = .95, RMSEA = .073, IC 90% RMSEA = .056–.090, SRMR = .035; y mujeres: χ^2 YB=149, $p < .001$, $gl = 41$, CFI = .95, TLI = .94, RMSEA = .087, IC 90% RMSEA = .073–.090, SRMR = .103). Todos los parámetros estimados han sido estadísticamente significativos para ambos grupos (hombres y mujeres). Los resultados de los análisis de invarianza de medida se incluyen en la [Tabla 4](#). La prueba de invarianza configural (modelo base) y métrica (las cargas factoriales se han restringido para que fueran iguales entre hombres y mujeres) han dado como resultado niveles de ajuste adecuados. Los cambios en CFI, TLI y RMSEA ($\Delta CFI = .00$, $\Delta TLI = .00$, $\Delta RMSEA = .004$) han sido inferiores al criterio recomendado, lo que significa que se ha logrado la invarianza de medida completa. Lo mismo ha ocurrido con la invarianza escalar ($\Delta CFI = .01$, $\Delta TLI = .00$, $\Delta RMSEA = .001$). En resumen, los resultados han confirmado la hipótesis al demostrar que la TEIBS-S ha mostrado un buen ajuste del modelo y relaciones significativas con el bienestar de los y las estudiantes y con los indicadores académicos.

Estudio 2

Método

Participantes

La segunda muestra ha estado compuesta por 409 estudiantes de nacionalidad española de educación secundaria (60% chicas), con edades comprendidas entre los 12 y 18 años ($M = 13.4$, $DT = 1.15$). Se ha empleado un diseño prospectivo en dos centros de educación secundaria y las personas participantes han completado el TEIBS-S en el tiempo 1 y diferentes medidas de resultados entre 4 y 6 meses después.

Instrumentos

Todas las personas participantes han proporcionado datos básicos sociodemográficos sobre su edad y género. Se han utilizado instrumentos similares a los del Estudio 1: TEIBS-S (alfa de Cron-

bach, puntuación global omega, AVE y CR de .92, .90, .49 y .91, respectivamente); subescalas de *depresión* y *ansiedad* del DASS-21 (Lovibond y Lovibond, 1995; versión en español, Bados et al., 2005; *ansiedad*: alfa de Cronbach, omega, AVE y CR de .88, .88, .52 y .88, respectivamente; *depresión*: .84, .84, .42 y .84); y la SWLS (Diener et al., 1985; versión en español, Atienza et al., 2003; alfa de Cronbach, omega, AVE y CR en este estudio de .88, .88, .60 y .88, respectivamente).

El *afecto positivo y negativo* se ha medido mediante la *Positive and Negative Affect Schedule* (PANAS; Watson et al., 1988; versión en español, Sandín et al., 1999), un instrumento de autoinforme compuesto por 20 ítems, 10 para *afecto positivo* y 10 para *afecto negativo*. Se ha solicitado a las personas participantes que valoren cómo se han sentido durante la última semana utilizando una escala de respuesta tipo Likert de 5 puntos. En este estudio, los valores de alfa de Cronbach, omega, AVE y CR para el *afecto positivo* han sido .89, .89, .45 y .89, respectivamente, y para el *afecto negativo*, .86, .86, .39 y .86.

El *engagement académico* se ha evaluado mediante la versión breve de la *Utrecht Work Engagement Scale for Students* (UWES-9S; Schaufeli et al., 2002; versión en español, Serrano et al., 2019). La UWES-9S mide los niveles de *vigor*, *absorción* y *dedicación* que el estudiantado experimenta en relación con sus actividades académicas. Consta de nueve ítems que se responden en una escala de 0 = nunca a 6 = siempre, de modo que puntuaciones más altas indican mayores niveles de *engagement*. En este estudio, los valores de alfa de Cronbach, omega, AVE y CR han sido .93, .93, .60 y .93, respectivamente.

La *Somatic Complaints List* (SCL; Jellesma et al., 2007; versión en español, Rieffe et al., 2009) ha evaluado la frecuencia con la que el estudiantado ha experimentado molestias físicas específicas (p.e.j., dolor). La escala está compuesta por 11 ítems y cuenta con una escala de respuesta de tres puntos. En este estudio, los valores de alfa de Cronbach, omega, AVE y CR han sido .87, .87, .39 y .87, respectivamente.

Procedimiento

Se ha seguido un procedimiento similar al del Estudio 1 para la recopilación de datos. Del mismo modo, el estudio ha cumplido con los principios de la [Declaración de Helsinki \(2013\)](#) y ha sido aprobado por el comité de ética de la Universidad de Málaga (169-2023-H).

Análisis de datos

Siguiendo estudios de metaanálisis previos que muestran la relación entre las facetas afectivas y emocionales del profesorado y resultados del alumnado (Emslander et al., 2025; Wang et al., 2023), se han analizado diferentes modelos estructurales para examinar la validez de criterio. En esos modelos se ha analizado la relación entre la TEIBS-S en tiempo 1 y diferentes resultados después de un intervalo prospectivo de 4–6 meses. Los índices empleados para evaluar el ajuste de los modelos han sido los mismos que los utilizados en

Tabla 4
Resumen de los índices de ajuste para evaluar la invarianza de medida por género

	χ^2 YB	gl	CFI	TLI	RMSEA (IC 90% RMSEA)	Modelos	Δ CFI	Δ TLI	Δ RMSEA
Estudiantes hombres	110***	41	.96	.95	.073 [.056, .090]				
Estudiantes mujeres	149***	41	.95	.94	.087 [.073, .103]				
Configural (M1)	260***	82	.96	.94	.081 (.070, .092)				
Métrica (M2)	279***	92	.96	.95	.077 (.067, .087)	M2 vs. M1	.00	.00	.004
Escalar (M3)	309***	102	.95	.95	.076 (.066, .086)	M3 vs. M2	.01	.00	.001

Nota. CFI = índice de ajuste comparativo; IC = intervalo de confianza; gl = grados de libertad; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; TLI = índice de Tucker-Lewis; χ^2 YB = χ^2 escalado de Yuan-Bentler.
*** $p < .001$.

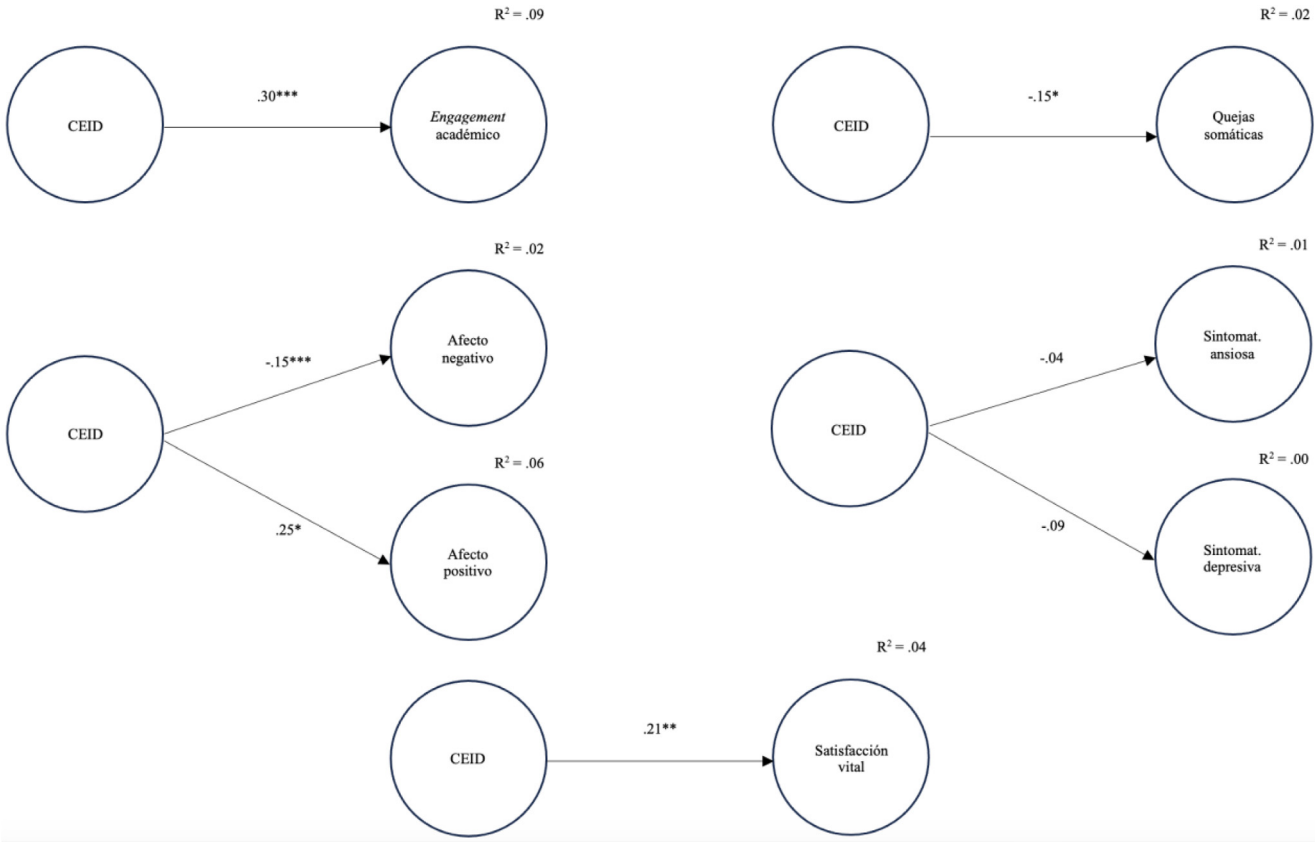


Figura 1. Efectos sobre diferentes variables criterio del alumnado (diferencia temporal de 4-6 meses).
Nota. Para simplificar los modelos, no se incluyen los indicadores. El ajuste global de los modelos ha sido adecuado en todos los casos. CEID = comportamiento emocionalmente inteligente del/la docente.
* $p < .05$.
** $p < .01$.
*** $p < .001$.

los AFC previos. Todos los análisis se han realizado utilizando el programa Mplus 8, versión 1.8.6. (Muthén y Muthén, 1998-2017).

Resultados

Con respecto al segundo objetivo, las propiedades psicométricas de la TEIBS-S se han analizado empleando un diseño prospectivo. La validez nomológica de la TEIBS-S se ha confirmado por los resultados de diferentes modelos estructurales en los que la TEIBS-S ha mostrado efectos positivos significativos sobre el *engagement académico* ($\beta = .30$, $p < .001$), el *afecto positivo* ($\beta = .25$, $p < .05$) y la *satisfacción vital* ($\beta = .21$, $p < .01$); y efectos negativos sobre el *afecto negativo* ($\beta = -.15$, $p < .001$) y las *quejas somáticas* ($\beta = -.15$, $p < .05$). No se han encontrado relaciones predictivas significativas para la sintomatología de *ansiedad* y *depresión*. Los resultados de estos análisis (Figura 1) han explicado porcentajes de varianza de

las variables criterio que han oscilado entre un 2% y un 9%. Como conclusión, los hallazgos indican que la TEIBS-S ha explicado de forma prospectiva una cantidad significativa de varianza tanto del bienestar como de los resultados académicos.

Discusión general

El presente trabajo se ha llevado a cabo con el objetivo de ampliar el conocimiento sobre el impacto potencial de la percepción del alumnado acerca del CEID en diferentes indicadores personales y académicos. En concreto, se ha examinado la validez de la nueva escala adaptada denominada TEIBS-S, una versión española adaptada de la SEIBS (Ivcevic et al., 2021), aplicada al contexto educativo en una muestra relativamente amplia de estudiantes de educación secundaria en España. Mediante una extracción aleatoria de la muestra en el Estudio 1, el AFE ha reve-

lado que la TEIBS-S es una medida unidimensional que describe la percepción global del alumnado sobre el CEID. Estos resultados se han confirmado mediante AFC con el resto de la muestra del Estudio 1. No obstante, los índices de modificación han sugerido establecer ciertas covarianzas entre los términos de error de varios ítems. Tras revisar su contenido, se ha considerado plausible que estos ítems compartan cierta comunidad, dado que hacen referencia al desarrollo de actitudes positivas hacia el aprendizaje en el aula (p.ej., los ítems 5 y 6 aluden a que el profesorado genera entusiasmo y fomenta la curiosidad) o a la detección de reacciones negativas en el alumnado (p. ej., los ítems 1, 2 y 3 se refieren a la capacidad del profesorado para percibir emociones como el enfado o la insatisfacción). De este modo, la inclusión de estas covarianzas ha resultado justificada y suficientemente interpretada (Jöreskog, 1967). Las pruebas adicionales han mostrado una fiabilidad adecuada en términos de consistencia interna, así como invariancia métrica en función del género del alumnado. En resumen, los hallazgos del Estudio 1 han respaldado la hipótesis propuesta, mostrando que la TEIBS-S puede utilizarse como un instrumento fiable para medir el CEID.

En general, nuestros hallazgos han destacado que el CEID, tal como lo percibe el alumnado, constituye un constructo único que es relevante para predecir indicadores afectivos, motivacionales, sociales y de logro en estudiantes. En consonancia con investigaciones previas que utilizan la evaluación de la IE en entornos laborales (Elfenbein et al., 2015; Ivcevic et al., 2021; Levitats et al., 2022), las puntuaciones de la TEIBS-S han correlacionado positiva y moderadamente con varios resultados que indican relaciones positivas entre docentes y estudiantes, específicamente el apoyo docente. Nuestros hallazgos han reforzado la propuesta del Modelo de Aula Prosocial (Jennings y Greenberg, 2009), que sostiene que el profesorado que comprende las emociones del alumnado puede utilizar esta información para gestionar los problemas y reconocer su propio papel en el comportamiento de sus estudiantes. Por lo tanto, el profesorado puede responder de manera más efectiva a las necesidades del alumnado y construir un clima de confianza.

Los resultados de los estudios actuales también están en línea con investigaciones que utilizan el instrumento original para evaluar el comportamiento emocionalmente inteligente de las personas supervisoras según lo percibe su personal laboral (Ivcevic et al., 2021). Específicamente, las personas trabajadoras que valoraron que su supervisor/a tendía a mostrar un comportamiento emocionalmente inteligente eran más propensas a describir su experiencia laboral utilizando términos que indicaban agrado y amor por el trabajo, y lo consideraban tanto desafiante como satisfactorio. De manera similar, Levitats et al. (2022) han demostrado que el comportamiento emocionalmente inteligente de las personas supervisoras se relaciona con un mayor compromiso laboral y menor agotamiento emocional. Los resultados de los dos estudios realizados con estudiantes de secundaria en España han mostrado relaciones similares entre el CEID y los resultados afectivos y motivacionales del alumnado.

En el Estudio 2, nuestros hallazgos prospectivos han respaldado la hipótesis propuesta, ofreciendo evidencia prometedora en apoyo de la validez predictiva de la TEIBS-S para diferentes resultados interpersonales y personales. Es decir, la TEIBS-S ha mostrado validez predictiva prospectiva para el *engagement* académico y los resultados afectivos y de bienestar (afecto positivo y negativo, satisfacción con la vida y quejas somáticas). Así, en nuestro estudio, la TEIBS-S ha explicado solo entre un 2% y un 9% de la varianza en ciertos resultados del alumnado. Aunque este porcentaje es común en los estudios prospectivos, indica que otros factores adicionales probablemente influyen en la determinación del bienestar y el *engagement* académico. Investigaciones futuras podrían incorporar algunas variables moderadoras (por ejemplo, el apoyo parental o el contexto socioeconómico, entre otras) para proporcionar un

análisis más completo de los resultados. Sin embargo, no se ha encontrado validez predictiva significativa de la TEIBS-S para la sintomatología de ansiedad y depresión. Aunque se requiere más investigación, es posible que el CEID sea más predictivo de resultados académicos más proximales, tales como el compromiso y algunas dimensiones relacionadas con el bienestar personal (es decir, estado de ánimo positivo y negativo o satisfacción con la vida), pero menos predictivo de otros fenómenos más complejos como los síntomas de salud mental que podrían estar asociados con los desafíos adolescentes o factores de vulnerabilidad personal y familiar (es decir, factores distales; Lämmle et al., 2013). Esta suposición es consistente con los hallazgos del Estudio 1, en el que la TEIBS-S ha mostrado una correlación más baja con los dos indicadores de salud mental (es decir, depresión y estrés percibido) en comparación con otros indicadores académicos e interpersonales. También es posible que el rango de puntuaciones sea más restringido en estas variables sintomatológicas, dado que nuestros datos han sido recopilados en una muestra no clínica de estudiantes. Sin duda, se requiere más investigación para profundizar en los resultados y mecanismos a través de los cuales el CEID actúa como un factor protector para los resultados académicos y el bienestar personal durante la educación secundaria. Además, nuestro estudio no ha abordado el impacto potencial de las características individuales del profesorado (es decir, experiencia, formación o estilo de enseñanza). Es concebible que el profesorado más experimentado pueda ser percibido naturalmente por el alumnado como más competente emocionalmente en el aula. Por lo tanto, futuras investigaciones deberían considerar incluir estas variables para esclarecer mejor su influencia en el desarrollo de la percepción social de la IE del profesorado a través de las valoraciones del alumnado. Así, futuras investigaciones deberían considerar diseños longitudinales con seguimientos más amplios en el tiempo para evaluar la estabilidad a largo plazo de la TEIBS-S en diferentes años académicos.

Además, la valoración del CEID se ha basado exclusivamente en la percepción del estudiantado. Previamente se ha cuestionado si el alumnado puede constituir una fuente fiable de información sobre el comportamiento del profesorado (p.ej., Fauth et al., 2014). Incluso si dichas valoraciones no fueran precisas, éstas pueden considerarse válidas en la medida en que reflejan percepciones auténticas de quienes las realizan, además de que dichas percepciones influyen en sus comportamientos y en sus resultados académicos (Elfenbein et al., 2015). No obstante, futuras investigaciones podrían incorporar personas observadoras formadas para interpretar de manera consistente el significado de estos comportamientos docentes como un posible método para reducir sesgos (Hoyt, 2000). Asimismo, con el fin de enriquecer la información sobre el CEID, además de la percepción del alumnado, la valoración por parte de colegas de trabajo junto con observaciones en el aula podría aportar información complementaria de relevancia para este campo.

Los principales hallazgos de este estudio sugieren diversas implicaciones prácticas y para las políticas educativas. En primer lugar, dado que investigaciones meta-analíticas recientes han mostrado que las habilidades emocionales pueden entrenarse (Hodžić et al., 2018), los programas de desarrollo profesional docente deberían centrarse en la importancia de manifestar comportamientos emocionalmente inteligentes. Desde una perspectiva teórica, se ha propuesto un enfoque de desarrollo sistémico de la IE en el conjunto del centro educativo, en el que el CEID en formación inicial y en activo puede fortalecerse mediante el aprendizaje situado, la interacción en el aula en contextos educativos concretos y con prácticas cotidianas (Brackett et al., 2019; Hoffmann et al., 2020). Las consecuencias positivas de este tipo de formación docente incluyen beneficios significativos en el éxito académico del alumnado, en la calidad de las relaciones profesorado-alumnado y

en la reducción de conductas disruptivas, entre otros resultados clave.

En este estudio se propone que la TEIBS-S evalúa un constructo distinto al de otros aspectos comúnmente estudiados de la IE. En lugar de la autoeficacia emocional (como en los cuestionarios de autoinforme, por ejemplo, Brackett et al., 2006) o de las habilidades evaluadas mediante pruebas de ejecución (por ejemplo, Mayer et al., 2012), la TEIBS-S mide comportamientos observables. El CEID se dirige en gran medida hacia el alumnado, lo que posiciona a los y las estudiantes como las personas más adecuadas para evaluarlo, siendo sus percepciones especialmente relevantes para sus propios resultados socioemocionales y académicos. Futuras investigaciones podrían emplear esta herramienta para analizar cómo el CEID podría actuar como una dimensión interviniente en la eficacia de los programas de desarrollo de la IE dirigidos al alumnado de educación secundaria. De forma similar a los hallazgos de estudios del ámbito laboral (Levitats et al., 2022), es posible hipotetizar que el CEID medie la relación entre variables del clima y la cultura escolar y los resultados individuales del alumnado.

Aunque los estudios presentados en esta investigación han aportado evidencia sobre la validez factorial y de constructo de la TEIBS-S y contribuyen al cuerpo de conocimiento sobre la IE docente y su efecto en el aula, deben señalarse algunas limitaciones relevantes. Esta investigación se encuentra limitada por el carácter transversal de la evaluación y por el uso de una única fuente de información (es decir, alumnado de educación secundaria) en el Estudio 1. Si bien las percepciones sobre el comportamiento emocionalmente inteligente de otras personas podrían contar con menos sesgos que los autoinformes y ser más válidas ecológicamente en contextos de interacción (Elfenbein et al., 2015), es posible que se haya producido un sesgo por método de varianza compartida que haya incrementado las correlaciones observadas. No obstante, el Estudio 2 ha incluido evaluaciones en dos momentos temporales separados por un promedio de cinco meses, replicando en gran medida y ampliando los resultados del Estudio 1, lo que refuerza la validez de los hallazgos.

Las investigaciones futuras también deberían incorporar medidas de rendimiento de IE, con el fin de examinar el grado de asociación entre el CEID percibido por el alumnado y el desempeño del profesorado en pruebas que evalúan la capacidad máxima para razonar y resolver problemas con carga emocional (Aldrup et al., 2020; Ivcevic y Brackett, 2014). Asimismo, aunque existe evidencia empírica de que las personas adultas tienden a coincidir en sus juicios sobre comportamientos emocionalmente inteligentes (Elfenbein et al., 2015), no se ha examinado el grado de acuerdo entre estudiantes de secundaria al valorar el comportamiento de su profesorado. Si bien cualquier percepción individual del alumnado sobre el CEID puede influir en su experiencia escolar y en su respuesta ante ella (lo que otorga validez a la percepción), es relevante comprender hasta qué punto existe acuerdo entre los y las adolescentes al describir dicho comportamiento. La investigación sobre la evaluación de rasgos de personalidad, por ejemplo, ha mostrado que algunos rasgos son más observables conductualmente y, por tanto, evaluados con mayor precisión por otras personas (Beer y Vazire, 2017). Podría plantearse si el CEID presenta un grado de acuerdo interobservadores similar al de rasgos más expresivos (como la extraversión) o menos expresivos (como la sensibilidad emocional). También podrían existir variables moderadoras que afecten al nivel de acuerdo en la descripción del comportamiento docente (p.ej., la emocionalidad rasgo del alumnado o diferentes componentes del estilo de enseñanza). Además, en futuras investigaciones deberían controlarse algunas condiciones potencialmente moderadoras para maximizar la validez y fiabilidad, como el tiempo que el alumnado ha conocido al profesorado evaluado. Es plausible

que el alumnado con mayor familiaridad disponga de una base más sólida de experiencia personal para emitir sus valoraciones, lo que podría conferirles mayor validez.

En resumen, la presente investigación ha presentado dos estudios en los que se ha adaptado la SEIBS para su uso en contextos educativos. El alumnado de educación secundaria ha aportado sus observaciones sobre el CEID, reflejando acciones que indican cómo el profesorado demuestra su capacidad de percibir emociones, utilizarlas para motivar y apoyar el aprendizaje, comprenderlas y gestionar dichas emociones, tanto propias como ajenas (principalmente del alumnado) de manera eficaz. Nuestros estudios han aportado evidencia preliminar sobre la fiabilidad y la estructura unifactorial, así como sobre la validez convergente y discriminante del instrumento. Además, se ha demostrado la validez predictiva de la TEIBS-S de forma prospectiva para diferentes resultados afectivos y académicos del estudiantado. Aunque se requiere más investigación para confirmar estos hallazgos iniciales, la TEIBS-S podría constituir una herramienta breve y novedosa en el campo de la IE docente, con aplicaciones potenciales tanto para la investigación como para la práctica educativa.

Referencias

- Aldrup, K., Carstensen, B., Köller, M. M., y Klusmann, U. (2020). Measuring teachers' social-emotional competence: Development and validation of a situational judgment test. *Frontiers in Psychology*, 11, 892. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00892>
- Atienza, F., Balaguer, I., y García-Merita, M. (2003). Satisfaction with life scale: Analysis of factorial invariance across sexes. *Personality and Individual Differences*, 35(6), 1255–1260. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(02\)00332-X](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(02)00332-X)
- Bados, A., Solanas, A., y Andrés, R. (2005). Psychometric properties of the Spanish version of Depression, Anxiety and Stress Scales (DASS). *Psicothema*, 17(4), 679–683.
- Baumsteiger, R., Hoffmann, J. D., Castillo-Gualda, R., y Brackett, M. A. (2022). Enhancing school climate through social and emotional learning: Effects of RULER in Mexican secondary schools. *Learning Environments Research*, 25(2), 465–483. <https://doi.org/10.1007/s10984-021-09374-x>
- Beer, A., y Vazire, S. (2017). Evaluating the predictive validity of personality trait judgments using a naturalistic behavioral criterion: A preliminary test of the self-other knowledge asymmetry model. *Journal of Research in Personality*, 70, 107–121. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2017.06.004>
- Boyatzis, R. E. (2018). The behavioral level of emotional intelligence and its measurement. *Frontiers in Psychology*, 9, 1438. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.01438>
- Brackett, M. A., Bailey, C. S., Hoffmann, J. D., y Simmons, D. N. (2019). RULER: A theory-driven, systemic approach to social, emotional, and academic learning. *Educational Psychologist*, 54(3), 144–161. <https://doi.org/10.1080/00461520.2019.1614447>
- Brackett, M. A., Rivers, S. E., Shiffman, S., Lerner, N., y Salovey, P. (2006). Relating emotional ability to social functioning: A comparison of self-report and performance measures of emotional intelligence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 91(4), 780–795. <https://doi.org/10.1037/0022-514.91.4.780>
- Braun, S. S., Schonert-Reichl, K. A., y Roeser, R. W. (2020). Effects of teachers' emotion regulation, burnout, and life satisfaction on student well-being. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 69, 101151. <https://doi.org/10.1016/j.appdev.2020.101151>
- Browne, M. W., y Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230–258. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Bru-Luna, L. M., Martí-Vilar, M., Merino-Soto, C., y Cervera-Santiago, J. L. (2021). Emotional intelligence measures: A systematic review. *Healthcare*, 9(12), 1–36. <https://doi.org/10.3390/healthcare9121696>
- Burke, C. S., Stagl, K. C., Klein, C., Goodwin, G. F., Salas, E., y Halpin, S. M. (2006). What type of leadership behaviors are functional in teams? A meta-analysis. *The Leadership Quarterly*, 17(3), 288–307. <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2006.02.007>
- Chamizo-Nieto, M. T., Arrivillaga, C., Rey, L., y Extremera, N. (2021). The role of emotional intelligence, the teacher-student relationship, and flourishing on academic performance in adolescents: A moderated mediation study. *Frontiers in Psychology*, 12, 695067. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.695067>
- Cheung, G. W., y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233–255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cohen, S., Kamarck, T., y Mermelstein, R. (1983). A global measure of perceived stress. *Journal of Health and Social Behavior*, 24(4), 385–396. <https://doi.org/10.2307/2136404>
- Collie, R. J. (2017). Teachers' social and emotional competence: Links with social and emotional learning and positive workplace outcomes. En E. Frydenberg, A. J. Martin, y R. J. Collie (Eds.), *Social and emotional learning in Australia and the Asia-Pacific* (pp. 167–184). Springer. https://doi.org/10.1007/978-981-10-3394-0_9

- Dasborough, M. T., Ashkanasy, N. M., Humphrey, R. H., Harms, P. D., Credé, M., y Wood, D. (2022). Does leadership still not need emotional intelligence? Continuing "The Great EI Debate". *The Leadership Quarterly*, 33(6), 101539. <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2021.101539>
- Declaration of Helsinki (2013). Ethical principles for medical research involving human subjects. *Journal of the American Medical Association*, 310(20), 2191–2194. <https://doi.org/10.1001/jama.2013.281053>
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., y Griffin, S. (1985). The Satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71–75. <https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901.13>
- Divecha, D., y Brackett, M. (2020). Rethinking school-based bullying prevention through the lens of social and emotional learning: A bioecological perspective. *International Journal of Bullying Prevention*, 2(2), 93–113. <https://doi.org/10.1007/s42380-019-00019-5>
- Doval, E., Viladrich, C., y Angulo-Brunet, A. (2023). Coefficient alpha: The resistance of a classic. *Psicothema*, 35(1), 5–20. <https://doi.org/10.7334/psicothema2022.321>
- Elfenbein, H. A., Barsade, S. G., y Eisenkraft, N. (2015). The social perception of emotional abilities: Expanding what we know about observer ratings of emotional intelligence. *Emotion*, 15(1), 17–34. <https://doi.org/10.1037/a0038436>
- Emslander, V., Holzberger, D., Ofstad, S. B., Fischbach, A., y Scherer, R. (2025). Teacher-student relationships and student outcomes: A systematic second-order meta-analytic review. *Psychological Bulletin*, 151(3), 365–397. <https://doi.org/10.1037/bul0000461>
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., y Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272–299. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272>
- Fauth, B., Decristan, J., Rieser, S., Klieme, E., y Büttner, G. (2014). Student ratings of teaching quality in primary school: Dimensions and prediction of student outcomes. *Learning and Instruction*, 29, 1–9. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2013.07.001>
- Ferrando, P. J., y Lorenzo-Seva, U. (2018). Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 78(5), 762–780. <https://doi.org/10.1177/0013164417719308>
- Floman, J. L., Ponnock, A., Jain, J., y Brackett, M. A. (2024). Emotionally intelligent school leadership predicts educator well-being before and during a crisis. *Frontiers in Psychology*, 14, 1159382. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1159382>
- Frenzel, A. C., Daniels, L., y Burić, I. (2021). Teacher emotions in the classroom and their implications for students. *Educational Psychologist*, 56(4), 250–264. <https://doi.org/10.1080/00461520.2021.1985501>
- García-Moya, I., Rivera, F., y Moreno, C. (2013). School context and health in adolescence: The role of sense of coherence. *Scandinavian Journal of Psychology*, 54(3), 243–249. <https://doi.org/10.1111/sjop.12041>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., y Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8a ed.). India.
- Hodcz, S., Scharfen, J., Ripoll, P., Holling, H., y Zenasni, F. (2018). How efficient are emotional intelligence trainings: A meta-analysis. *Emotion Review*, 10(2), 138–148. <https://doi.org/10.1177/1754073917708613>
- Hoffmann, J. D., Brackett, M. A., Bailey, C. S., y Willner, C. J. (2020). Teaching emotion regulation in schools: Translating research into practice with the RULER approach to social and emotional learning. *Emotion*, 20(1), 105–109. <https://doi.org/10.1037/emo0000649>
- Hoyt, W. T. (2000). Rater bias in psychological research: When is it a problem and what can we do about it? *Psychological Methods*, 5(1), 64–86. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.5.1.64>
- Hu, L. T., 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>
- Ivcevic, Z., y Brackett, M. (2014). Predicting school success: Comparing conscientiousness, grit, and emotion regulation ability. *Journal of Research in Personality*, 52(1), 29–36. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2014.06.005>
- Ivcevic, Z., y Eggers, C. (2021). Emotion regulation ability: Test performance and observer reports in predicting relationship, achievement, and well-being outcomes in adolescents. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18, 3204. <https://doi.org/10.3390/ijerph18063204>
- Ivcevic, Z., Levitats, Z., y Brackett, M. A. (2025). Building opportunities for emotionally intelligent behavior in organizations. *Consulting Psychology Journal. Publicación avanzada en línea*. <https://doi.org/10.1037/cpb0000297>
- Ivcevic, Z., Moeller, J., Menges, J., y Brackett, M. (2021). Supervisor emotionally intelligent behavior and employee creativity. *The Journal of Creative Behavior*, 55(1), 79–91. <https://doi.org/10.1002/jocb.436>
- Jellesma, F. C., Rieffe, C., y Terwogt, M. M. (2007). The Somatic Complaint List: Validation of a self-report questionnaire assessing somatic complaints in children. *Journal of Psychosomatic Research*, 63(4), 399–401. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2007.01.017>
- Jennings, P. A., y Greenberg, M. T. (2009). The prosocial classroom: Teacher social and emotional competence in relation to student and classroom outcomes. *Review of Educational Research*, 79(1), 491–525. <https://doi.org/10.3102/0034654308325693>
- Jöreskog, K. G. (1967). A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. *ETS Research Bulletin Series*, 1967(2), 183–202. <https://doi.org/10.1002/j.2333-8504.1967.tb00991.x>
- Kenny, D. A. (2020). *Interpersonal perception: The foundation of social relationships* (2ª ed.). The Guilford Press.
- Kim, J. O., y Mueller, C. W. (1978). *Factor analysis: Statistical methods and practical issues*. Sage.
- Lämmle, L., Woll, A., Mensink, G., y Bös, K. (2013). Distal and proximal factors of health behaviors and their associations with health in children and adolescents. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 10(7), 2944–2978. <https://doi.org/10.3390/ijerph10072944>
- Law, K. S., Wong, C. S., y Song, L. J. (2004). The construct and criterion validity of emotional intelligence and its potential utility for management studies. *Journal of Applied Psychology*, 89(3), 483. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.89.3.483>
- Levitats, Z., Ivcevic, Z., y Brackett, M. (2022). A world of opportunity: A top-down influence of emotional intelligence-related contextual factors on employee engagement and exhaustion. *Frontiers in Psychology*, 13, 980339. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.980339>
- Lovibond, S., y Lovibond, P. (1995). *Manual for the Depression Anxiety Stress Scales* (2ª ed.). Psychology Foundation.
- MacCann, C., Jiang, Y., Brown, L. E. R., Double, K. S., Bucich, M., y Minbashian, A. (2020). Emotional intelligence predicts academic performance: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 146(2), 150–186. <https://doi.org/10.1037/bul0000219>
- Matthews, M., Webb, T. L., Shafir, R., Snow, M., y Sheppes, G. (2021). Identifying the determinants of emotion regulation choice: A systematic review with meta-analysis. *Cognition and Emotion*, 35(6), 1056–1084. <https://doi.org/10.1080/02699931.2021.1945538>
- Mayer, J. D., y Salovey, P. (1997). What is emotional intelligence? En P. Salovey y D. J. Sluyter (Eds.), *Emotional development and emotional intelligence: Educational implications* (pp. 3–31). Basic Books.
- Mayer, J. D., Caruso, D. R., y Salovey, P. (2016). The ability model of emotional intelligence: Principles and updates. *Emotion Review*, 8(4), 290–300. <https://doi.org/10.1177/1754073916639667>
- Mayer, J. D., Salovey, P., y Caruso, D. R. (2012). The validity of the MSCEIT: Additional analyses and evidence. *Emotion Review*, 4(4), 403–408. <https://doi.org/10.1177/1754073912445815>
- Murray, C., y Zvoch, K. (2011). The Inventory of Teacher-Student Relationships: Factor structure, reliability, and validity among African American youth in low-income urban schools. *The Journal of Early Adolescence*, 31(4), 493–525. <https://doi.org/10.1177/0272431610366250>
- Muthén, L. K., y Muthén, B. O. (1998–2017). *Mplus user's guide* (8th ed.). Muthén & Muthén.
- Peters, G. Y. (2014). The alpha and the omega of scale reliability and validity: Why and how to abandon Cronbach's alpha and the route towards more comprehensive assessment of scale quality. *The European Health Psychologist*, 16(2), 56–69. <https://doi.org/10.31234/osf.io/h47fv>
- Rieffe, C., Villanueva, L., Adrian, J. E., y Gorriz, A. B. (2009). Somatic complaints, mood states, and emotional awareness in adolescents. *Psicothema*, 21(3), 459–464.
- Sánchez-Álvarez, N., Extremera, N., y Fernández-Berrocá, P. (2016). The relation between emotional intelligence and subjective well-being: A meta-analytic investigation. *The Journal of Positive Psychology*, 11(3), 276–285. <https://doi.org/10.1080/17439760.2015.1058968>
- Sandín, B., Chorot, P., Lostao, L., Joiner, T. E., Santet, M. A., y Valiente, R. M. (1999). Escalas PANAS de afecto positivo y negativo: validación factorial y convergencia transcultural. *Psicothema*, 11(1), 37–51.
- Schaufeli, W. B., Martínez, I. M., Pinto, A. M., Salanova, M., y Bakker, A. B. (2002). Burnout and engagement in university students: A cross-national study. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 33(5), 464–481. <https://doi.org/10.1177/0022022102033005003>
- Serrano, C., Andreu, Y., Murgui, S., y Martínez, P. (2019). Psychometric properties of Spanish Version Student Utrecht Work Engagement Scale (UWES–S–9) in high-school students. *The Spanish Journal of Psychology*, 22, artículo E21. <https://doi.org/10.1017/sjp.2019.25>
- Telli, S. (2016). Students' perceptions of teachers' interpersonal behaviour across four different school subjects: control is good but affiliation is better. *Teachers and Teaching*, 22(6), 729–744. <https://doi.org/10.1080/13540602.2016.1158961>
- Timmerman, M. E., y Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209–220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Torsheim, T., Wold, B., y Samdal, O. (2000). The Teacher and Classmate Support Scale. *School Psychology International*, 21(2), 195–212. <https://doi.org/10.1177/0143034300212006>
- Vallejo, M. A., Vallejo-Slocker, L., Fernández-Abascal, E. G., y Mañanes, G. (2018). Determining factors for stress perception assessed with the Perceived Stress Scale (PSS–4) in Spanish and Other European Samples. *Frontiers in Psychology*, 9, 37. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00037>
- Vandenberg, R. J., y Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4–70. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>

- Wang, H., Burić, I., Chang, M. L., y Gross, J. J. (2023). Teachers' emotion regulation and related environmental, personal, instructional, and well-being factors: A meta-analysis. *Social Psychology Education*, 26(6), 1651–1696. <https://doi.org/10.1007/s11218-023-09810-1>
- Watson, D., Clark, L. A., y Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of Positive and Negative Affect: The PANAS Scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063–1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>
- Worthington, R. L., y Whittaker, T. A. (2006). Scale development research: A content analysis and recommendations for best practices. *The Counseling Psychologist*, 34(6), 806–838. <https://doi.org/10.1177/0011000006288127>
- Yuan, K. H., y Bentler, P. M. (2000). Robust mean and covariance structure analysis through iteratively reweighted least squares. *Psychometrika*, 65(1), 43–58. <https://doi.org/10.1007/BF02294185>