



Instrumentos de evaluación del clima laboral docente: una revisión sistemática

Emilio Álvarez-Arregui*

Universidad de Oviedo

Mail: alvarezemilio@uniovi.es

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4657-753X>

Adriana Genoveva Samaniego-Benavidez

Universidad de Oviedo

Mail: uo296265@uniovi.es

ORCID: <https://orcid.org/0009-0007-0656-0665>

Luis Burgos-Benavides

Universidad de Oviedo

Mail: burgosluis@uniovi.es

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1364-8995>

Verónica Isabel Paredes-Tello

Universidad Católica de Cuenca, Ecuador

Mail: vparedest@ucacue.edu.ec

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2394-1765>

Francisco Javier Rodríguez-Díaz

Universidad de Oviedo

Mail: gallego@uniovi.es

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5899-439X>

RESUMEN

El objetivo es sintetizar de forma descriptiva la fiabilidad interna (Alpha) de instrumentos para evaluar el clima laboral docente, centrándose en la satisfacción y eficacia docente. Se siguieron las pautas PRISMA 2020 (Page et al., 2021) para identificar artículos en todos los idiomas publicados entre 2020 y 2025 evaluando la fiabilidad de estos instrumentos usando el alfa de Cronbach como indicadores descriptivos. El análisis de $k=7$; $\alpha=0,926$, con heterogeneidad ($I^2 \approx 98,6\%$, $Q p < 0,001$), lo que limita la interpretación y sugiere que los resultados varían debido a diferencias contextuales (estructura factorial, longitud y adaptación cultural). Los instrumentos muestran en general fiabilidad media elevada, coexistente con variabilidad sustantiva; el α combinado se reporta como referencia orientativa y se enfatiza el IP 95 %. En futuras investigaciones se deberían incluir análisis de subgrupos y meta-regresiones para entender mejor las fuentes de variabilidad y mejorar la consistencia de los estudios o centrarse en un instrumento específico.

Palabras clave: clima laboral docente, eficacia docente, satisfacción docente, revisión sistemática.

*Autor de correspondencia: alvarezemilio@uniovi.es

Recibido: 25/04/2025 – Aceptado: 17/01/2026

ISSN: 0210-2773

DOI: <https://doi.org/10.17811/rifie.22642>



Assessment Instruments for Teachers' Work Climate: A Systematic Review

ABSTRACT

The objective is to descriptively synthesize the internal reliability (α) of instruments for assessing teachers' work climate, focusing on teacher satisfaction and effectiveness. The PRISMA 2020 guidelines (Page et al., 2021) were followed to identify articles in all languages published between 2020 and 2025 evaluating the reliability of these instruments using Cronbach's alpha as a descriptive indicator. The analysis showed $k=7$; $\alpha=0.926$, with heterogeneity ($I^2 \approx 98.6\%$, $Q p < .001$), which limits interpretation and suggests that results vary due to contextual differences (factor structure, length, and cultural adaptation). The instruments generally show high average reliability, coexisting with substantial variability; the pooled α is reported as a guideline, and the 95% confidence interval is emphasized. Future research should include subgroup analyses and meta-regressions to better understand the sources of variability and improve the consistency of the studies or focus on a specific instrument.

Keywords: teachers' work climate, teaching efficacy, teacher satisfaction, systematic review.

1. Introducción

El clima laboral se refiere al ambiente interno percibido por los empleados de una organización (Nemet y Velki, 2020; Wang y Derakhshan, 2024), el cual engloba aspectos como la comunicación eficaz, el estilo de liderazgo, las relaciones interpersonales, así como el reconocimiento y la participación en la toma de decisiones (Buonomo et al., 2020; Jang et al., 2025; Wang y Derakhshan, 2025). El clima laboral en las instituciones educativas se ha consolidado internacionalmente como un constructo multidimensional (González et al., 2022), que influye significativamente en el desempeño, la satisfacción laboral y la eficacia docente (Álvarez-Arregui et al., 2025; Baptista y Cardoso, 2021), llevándolo a ser conceptualizado como el conjunto de percepciones subjetivas del profesorado asociadas a las condiciones en las que desarrollan su actividad laboral (Belay et al., 2021; Wang y Derakhshan, 2024, 2025). Además, es considerado como determinante tanto para el éxito organizacional como para el bienestar de los profesionales que lo integran (Álvarez-Arregui et al., 2023; Fang y Qi, 2023) a la vez que identificándose como factores clave la autonomía profesional, el soporte emocional recibido, el reconocimiento social y las oportunidades para el desarrollo profesional continuo (Baptista y Cardoso, 2021; Skaalvik y Skaalvik, 2018). Como se observa en la Figura 1, el clima laboral docente se estructura en dimensiones organizacionales, relacionales e individuales, cada una con impactos diferenciados en docentes, estudiantes e instituciones.

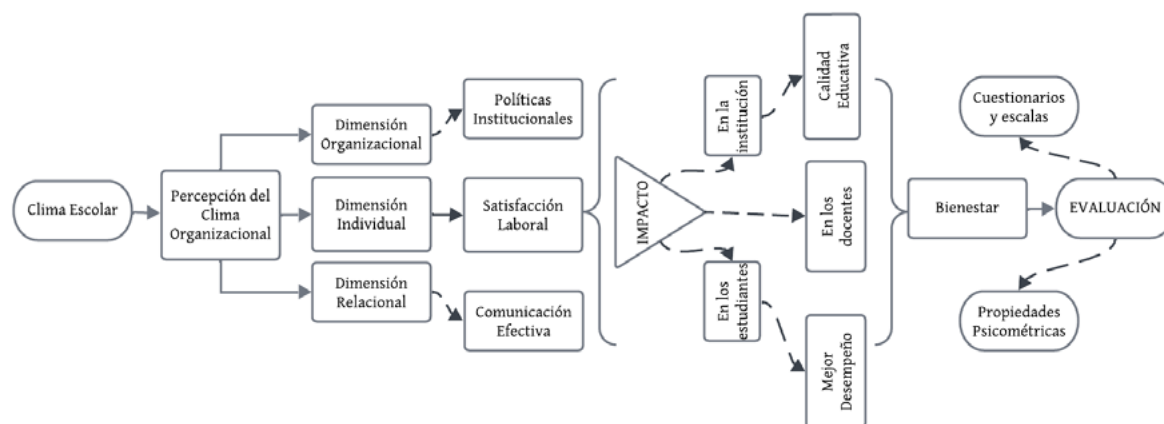


Figura 1. Dimensiones, impacto y medición del clima laboral. Elaboración propia.

Las percepciones, por ello, se espera que tengan en la comunidad docente consecuencias significativas sobre el bienestar y la satisfacción docente, y que ello propicie una mejoría en la calidad de la enseñanza y el aprendizaje de los estudiantes (Admiraal y Kittelsen Røberg, 2023; Collie y Martin, 2017; Espinoza-Díaz et al., 2023). A la vez, la importancia de contar con herramientas válidas y confiables radica en la posibilidad de identificar oportunamente áreas críticas de mejora dentro de las instituciones educativas, facilitando el diseño de estrategias dirigidas a fomentar un ambiente laboral positivo que beneficie tanto a docentes como a estudiantes (Wang y Derakhshan, 2024).

La situación descrita propicia que, en las últimas décadas, diversos instrumentos como el Cuestionario sobre Clima Social en el Aula diseñado para centros de enseñanza secundaria (Pérez Carbonell et al., 2009), el Cuestionario de Evaluación del Clima Organizacional (Barría-González et al., 2021), el Cuestionario de Clima Social en el Aula (Rostan Sánchez et al., 2015), el Cuestionario

abreviado CPE-A (Álvarez-Arregui et al., 2025), entre otros, se hayan desarrollado conformándose sobre la base de propiedades psicométricas (fiabilidad, validez estructural, validez convergente y/o validez discriminante). Este enfoque va a propiciar que diversas investigaciones resalten que un clima laboral positivo se asocia con una mayor satisfacción laboral del profesorado, una reducción significativa del estrés laboral, una disminución de las tasas de absentismo, y una mejora en el rendimiento académico del alumnado (Espinoza-Díaz et al., 2023; Sperati et al., 2024; Thapa et al., 2013); por el contrario, un clima negativo puede provocar desmotivación, síndrome de burnout y una elevada rotación del personal docente. Estos efectos repercuten negativamente en la calidad educativa ofrecida (Collie et al., 2012; Ingersoll y May, 2012) que a su vez se ve deteriorada por la sobrecarga administrativa, la dependencia del liderazgo directivo, las brechas digitales o la falta de compromiso docente, lo que junto a otros factores afecta y limita los resultados de aprendizaje (Baptista y Cardoso, 2021; Belay et al., 2021; Özgenel et al., 2020).

Asimismo, la alta heterogeneidad podría explicarse como un hallazgo que evidencia la diversidad de muestras, contextos y estructuras, por las variaciones en las dimensiones consideradas en cada instrumento, impactando así en la consistencia interna y en la generalización de los resultados a diferentes contextos educativos (Gálvez-Nieto et al., 2021). Este hecho adquiere especial relevancia si se considera que, aunque existen instrumentos de evaluación con adecuadas propiedades psicométricas, como el Clima Profesional Educativo (CPE-A; Álvarez-Arregui et al., 2025) o el Organizational Climate Description Questionnaire Revised for Elementary Schools (OCDQ-RE; Hoy y Clover, 1986), su validez puede variar en función del contexto cultural y del entorno institucional específico en el que se aplican (Sijtsma, 2009; Sijtsma y Pfadt, 2021). Así, el estudio delimita el constructo “Clima Laboral Docente” y describe la fiabilidad interna reportada para medirlo en estudios recientes, describiendo sus propiedades psicométricas, α (Alpha) como indicadores descriptivos y enfatizando el intervalo de predicción.

2. Método

La revisión realizada sigue las directrices PRISMA (Preferred Reporting Items for Systematic Reviews and Meta-Analyses), para garantizar transparencia en la identificación, el cribado y la elegibilidad (diagrama de flujo, criterios y selección). Complementariamente, se incorporan elementos habituales de reporte de fiabilidad para garantizar la transparencia y reproducibilidad del estudio (Page et al., 2022). Los criterios de inclusión se establecieron en función del formato PICOS (Participantes, Intervención, Comparación, Resultados y Diseño del estudio), asegurando una selección rigurosa de los estudios incluidos (Perestelo-Pérez, 2013).

2.1 Criterios de Elegibilidad

- a) Participantes: Estudios empíricos de naturaleza cuantitativa sobre clima docente, abarcando todos los niveles educativos en todos los idiomas.
- b) Intervención: Instrumentos, cuestionarios o escalas psicométricas para evaluar el clima laboral en docentes.
- c) Comparación: Propiedades psicométricas de los instrumentos, cuestionarios o escalas utilizados para evaluar el clima laboral.
 - En la primera fase, se incluyeron estudios cuyo título, palabras clave o resumen estuvieran relacionados con el clima docente.
 - En la segunda fase, se excluyeron aquellos estudios que no reportaban información sobre fiabilidad (Alfa de Cronbach, Omega), modelo psicométrico (CFI, TLI, RMSEA, SRMR), validez convergente (AVE) o validez discriminante (HTMT).
- d) Resultados: Estudios con instrumentos psicométricos para medir el clima docente, variables que estos instrumentos evalúan (satisfacción, bienestar, desempeño, entre otras), la eficiencia de la medición respecto a la percepción general del clima laboral y la calidad de los instrumentos (fiabilidad, validez y ajuste del modelo psicométrico).
- e) Diseño del estudio: Se incluyeron estudios transversales y longitudinales, de enfoque cuantitativo, con herramientas de evaluación psicométrica en la metodología y aquellos estudios que reportan datos cuantitativos sobre el clima docente.

Los criterios de exclusión incluyeron estudios que fueran capítulos de libros, tesis, conferencias o revisiones sistemáticas previas. También se excluyeron aquellos que no emplearan un instrumento, cuestionario o escala psicométrica, así como los estudios de enfoque cualitativo.

2.2 Fuentes de Información y estrategia de búsqueda

Para garantizar la actualidad, evidencia y relevancia de los estudios, se estableció que hubieran sido publicados en los últimos cinco años (desde el 01 de enero de 2020 al 24 de febrero de 2025), lo que se justifica por el interés en el desarrollo, aplicaciones y adaptaciones postpandemia. La búsqueda se realizó el 26 de febrero de 2025 en las siguientes bases de datos indexadas de alto impacto: Web of Science (WOS), Scopus, PubMed y PsycInfo, seleccionadas por su cobertura en educación y psicología.

La frase de búsqueda se construyó utilizando operadores booleanos (AND y OR) y truncaciones (""). Se emplearon las siguientes palabras clave: "clima profesional docente", "cuestionario", "escala" y "evaluación". Posteriormente, se añadieron los términos "profesional", "clima laboral", "escuela" e "instrumento" (ver Apéndice 1).

2.3 Selección de estudios y extracción de datos

Inicialmente, se empleó la herramienta del software Catchii (Halman y Oshlack, 2023) para importar los registros de la búsqueda en formato RIS, obteniendo un total de 364 artículos elegibles. Se registraron los criterios de inclusión y exclusión, y se enfatizaron las palabras clave en el software para garantizar la rigurosidad del proceso. Después de procesar los registros y eliminar duplicados, el número de artículos se redujo a 246.

En la Fase 1A, el Revisor 1 (R1) verificó que los artículos cumplieran con los objetivos del estudio y los criterios establecidos, lo que llevó a la exclusión de 179 artículos tras el análisis de títulos y resúmenes. Durante esta etapa, el robot de Catchii actuó como Revisor 2 (R2), realizando una evaluación final basada en los criterios de inclusión y exclusión. En la Fase 1B, se examinó la revisión del robot y el R1 trabajó de manera independiente para reevaluar los artículos, examinando cuidadosamente los que orientan el estudio del Clima Laboral Docente y analizar las sugerencias emitidas por el R2, resolviendo aquellos desacuerdos que no incorporan al Clima Laboral Docente como variable de estudio y confirmar decisiones. Como resultado, se aceptaron 67 registros. En la Fase 2A, el R1 cargó los artículos en formato PDF y analizó el texto completo, considerando las sugerencias del R2 para cada apartado, tanto de acceso abierto como restringido, confirmando la inclusión o exclusión de los estudios.

Finalmente, en la Fase 2B, se incorporó un tercer revisor (R3) para la toma de decisiones finales junto con R1 y R2. En esta fase se resolvieron los desacuerdos pendientes, se examinaron los diseños metodológicos, datos generales y se confirmaron las decisiones. Tras este proceso, se excluyeron 32 artículos que no utilizaban metodología adecuada, finalmente se seleccionaron 35 artículos sobre el clima laboral docente para su inclusión en la revisión sistemática, avanzando así a la siguiente etapa del estudio. El diagrama de flujo del proceso de selección de estudios se presenta en la Figura 2, ilustrando detalladamente las fases metodológicas seguidas, desde la identificación inicial de registros hasta la inclusión final de artículos en la revisión sistemática.

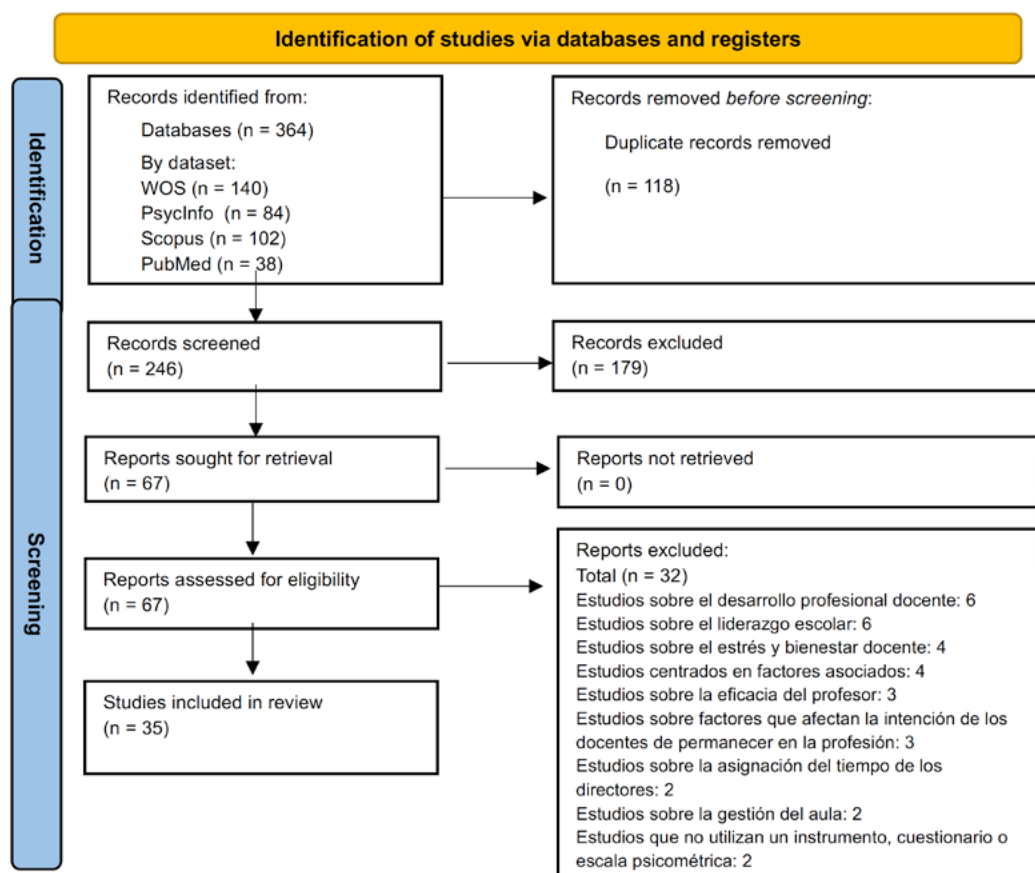


Figura 2. Diagrama de flujo PRISMA

La fiabilidad entre codificadores mediante el coeficiente κ de Cohen (Cohen, 1960), proporciona un valor de ($\kappa = 0,47$), lo que indica un acuerdo moderado entre los revisores. El intervalo de confianza del 95% [0,35; 0,59] sugiere que este acuerdo es estadísticamente significativo (Bonett & Wright, 2015). El porcentaje de acuerdo observado fue del 76,42 %, lo que refleja una coincidencia considerable en las decisiones iniciales, extraída de manera automática utilizando la herramienta CATCHII (Halman y Oshlack, 2023) en su módulo de “inter-reviewer reliability”. Este nivel de acuerdo puede atribuirse a la naturaleza multifacética del clima laboral docente, que implica dimensiones subjetivas y contextuales que pueden dar lugar a interpretaciones variadas entre los revisores. Se estimó un modelo de efectos aleatorios (REML) sobre los coeficientes de fiabilidad interna. Los coeficientes se trataron como estadísticos descriptivos (no tamaños de efecto) y se reportaron IC 95 % del promedio y el intervalo de predicción (IP 95 %) como resumen sustantivo de la dispersión entre estudios. La heterogeneidad se informó con Q , τ e I^2 , evitando interpretar esta última como medida absoluta (Higgins y Thompson, 2002). Se exploró asimetría con gráfico en embudo, con interpretación cauta por $k=7$ y por el hecho de que la fiabilidad no siempre es un resultado obligatorio en los estudios primarios (Sterne et al., 2011). A pesar de las discrepancias iniciales, todas las decisiones fueron consensuadas mediante discusión entre los revisores, lo que garantizó la validez y consistencia del proceso de selección.

3. Resultados

El estudio de revisión sistemática, de búsqueda bibliográfica, filtrado y extracción de datos, identificó 35 investigaciones relevantes sobre clima laboral docente, de los cuales 7 estudios aportaron datos suficientes para el análisis cuantitativo de consistencia interna. Estos estudios, publicados entre 2020 y 2025 en una amplia gama de revistas (Educación XX1, Bordón - Revista de Pedagogía, Nova prisutnost, Cogent Education, European Journal of Education, PLoS ONE), garantizan una evaluación exhaustiva de la literatura disponible sobre el Clima Laboral Docente. Para garantizar la transparencia y facilitar el acceso detallado a la información recopilada, la extracción de datos se realizó mediante un formulario estandarizado diseñado específicamente para este estudio, el cual se presenta en el (Apéndice 2); teniendo en cuenta que la falta de datos puede afectar a las conclusiones emitidas. Tras el proceso de extracción de datos de la revisión sistemática, se procede a la selección entre ellos, en tanto ofrezcan los datos psicométricos en el estudio. Es importante destacar que, siguiendo el enfoque inclusivo propuesto por (Glass, 1976), no se excluyeron aquellos estudios con limitaciones metodológicas o que resultaron incompletos, siempre y cuando aportaran información relevante para el análisis, precisando los umbrales interpretativos de Higgins y Thompson (2002), con $I^2 > 75\%$ = heterogeneidad alta y $\tau > 0$ = evidencia de variabilidad real.

Además, se tomaron notas sobre estudios que abordaron el Clima Laboral Docente de manera superficial o lo trataron como un fenómeno aislado, vinculándolo con otros constructos relevantes como la ansiedad, el estrés o el impacto del Covid-19. Aunque estos estudios no pudieron ser generalizados debido a la falta de detalles suficientes sobre cómo se evaluó el Clima Laboral Docente, ofrecerán “insights” valiosos que contribuyeron a una comprensión más amplia del tema.

El análisis estadístico se realizó en dos etapas claramente diferenciadas. En primer lugar, procesamos los datos con IBM SPSS Statistics (v27) para obtener los errores estándar necesarios. Estos resultados se trasladaron después a JASP (v0.19.3), donde llevamos a cabo los siguientes procesos, a saber:

- a) Análisis de los 7 estudios seleccionados, que nos permitió sintetizar sus hallazgos clave sobre el clima laboral docente.
- b) Un análisis específico mediante el método Restricted Maximum Likelihood, adecuado para estimar con precisión tanto la magnitud del efecto como las diferencias entre estudios.

Una fiabilidad ($\alpha = 0,926$) con un margen de error mínimo ($SE = 0,010$), sugiere que estos instrumentos miden el constructo de clima laboral docente con error mínimo, siendo apto para decisiones institucionales. La significación estadística ($t(6) = 95,771$, $p < 0,001$) es lo que nos permite afirmar que los instrumentos para medir el clima laboral docente muestran una consistencia métrica en los distintos contextos investigados, indicando un rango amplio esperado para futuras aplicaciones.

Esta solidez en los resultados no solo valida los estudios incluidos, sino que también refuerza la utilidad práctica de estas herramientas de evaluación en entornos educativos reales. La heterogeneidad entre los estudios, evaluada por la prueba Q de Cochran (182,891, $df = 6$, $p < 0,001$), para establecer la variabilidad entre estudios, indica que es superior a la esperada por el azar (Cronbach, 1951). Esto implica que la fiabilidad (α) de las pruebas de clima laboral no es consistente, lo que podría deberse a factores contextuales o metodológicos no controlados.

El efecto combinado reveló un intervalo de confianza (IC) del 95 % estrecho [0,903; 0,950], lo que denota una precisión sustancial en la estimación puntual. En contraste, el intervalo de predicción (IP) del 95 % fue más amplio, [0,861; 0,991], lo que refleja la variabilidad anticipada en estudios futuros atribuible a la heterogeneidad observada entre los estudios incluidos (Borenstein et al., 2009). Respecto a la heterogeneidad, se cuantificó un valor de $\tau = 0,025$ ($\tau^2 = 0,0006089$), indicativo de una variabilidad moderada en la magnitud del efecto entre los estudios. No obstante, el estadístico $I^2 = 98,631\%$ sugiere que el 98,6 % de la variabilidad total observada se debe a heterogeneidad sistemática (diferencias genuinas en los efectos entre estudios) en lugar de variabilidad aleatoria por error de muestreo (Higgins y Thompson, 2002). Este resultado se ve reforzado por $H^2 = 73,041$, (para más detalles, véase Apéndice 4), que confirma que la dispersión de los efectos es 73 veces superior a la esperada bajo la hipótesis de solo variabilidad aleatoria (Higgins y Thompson, 2002).

Para la estimación de los parámetros, se comparan dos enfoques: Máxima Verosimilitud (ML) y Máxima Verosimilitud Restringida (REML). La selección del mejor modelo se realizó mediante criterios de información (AIC, BIC, AICC) y medidas de ajuste (Log-Verosimilitud, Desviación) atendiendo al planteamiento de otros autores (Burnham y Anderson, 2004). Se consideró que valores más bajos en estos indicadores reflejan un mejor equilibrio entre bondad de ajuste. Sin embargo, las diferencias fueron pequeñas, lo que indica que ambos modelos son adecuados. REML, presentó un ajuste marginalmente superior ($\Delta AIC = -22,909$), particularmente en la estimación de la varianza entre estudios; ambos métodos produjeron estimaciones consistentes del efecto combinado (ver Apéndice 5). Dado que REML corrige el sesgo en muestras pequeñas, con pocos estudios es preferible debido a su mayor precisión en la estimación de la varianza (Viechtbauer, 2005).

El gráfico forestal (véase la Figura 3) está representado con un cuadrado que indica el tamaño del efecto estimado y una línea horizontal que muestra su intervalo de confianza (IC) del 95 % (Bernstein et al., 2009) mientras que el efecto combinado (diamante en la parte inferior) tiene un IC del 95 %. La distribución de los efectos con una heterogeneidad cuantificada ($Q = 182,891$, $p < 0,001$) y el tamaño del efecto combinado significativo ($t = 95,771$, $p < 0,001$), tiene un valor de $\tau = 0,025$. Los estudios de Nemet y Velki (2020) muestran efectos notablemente diferentes, si bien hay que tener en cuenta que todos los estudios incluidos fueron estadísticamente significativos, ya que ninguno de sus IC individuales excluyó el valor nulo (efecto = 0). A este respecto, se presentan los diagnósticos caso por caso para cada estudio incluido en el análisis realizado. De este modo, se proporciona información detallada sobre la fiabilidad alfa de Cronbach, el error estándar, el error estándar tipificado y estadísticas de diagnóstico como GLFITS, Distancia de Cook y Ratio de covarianza (Cook, 1977). Además, se incluyen las estimaciones de heterogeneidad (τ y τ^2) cuando se excluye cada estudio individualmente, lo que permite identificar estudios influyentes en los resultados (Higgins y Thompson, 2002) consulte (ver Apéndice 3).

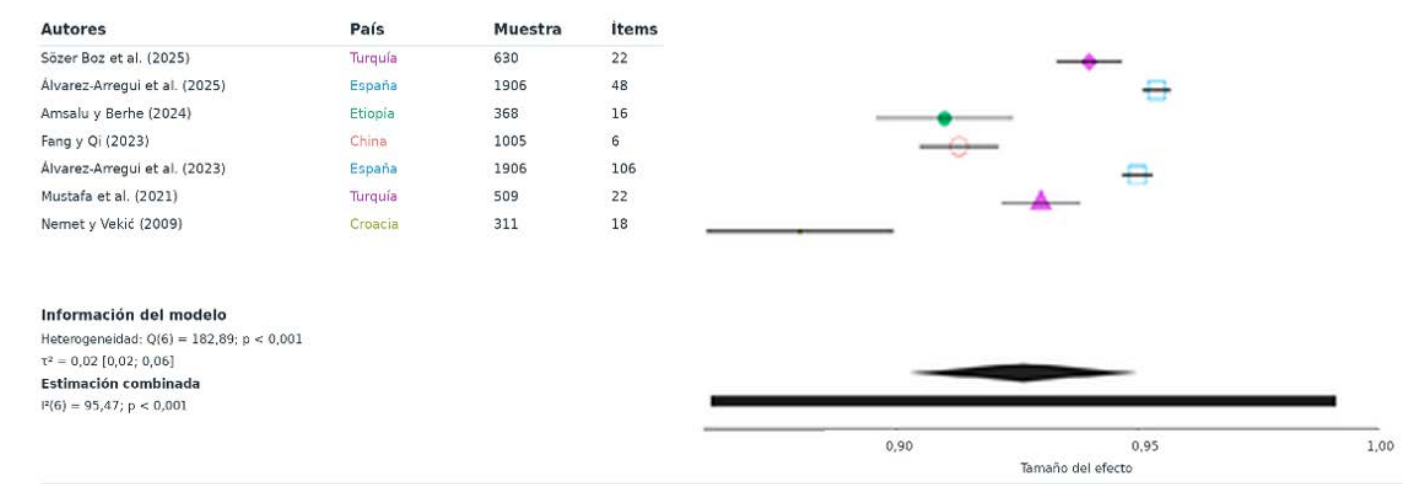


Figura 3. Gráfico forestal del tamaño del efecto combinado (intervalos de confianza del 95 % para los 7 estudios incluidos. Las figuras representan el tamaño del efecto de cada estudio, y las líneas horizontales representan los intervalos de confianza del 95 %. El diamante en la parte inferior muestra el efecto combinado con su intervalo de confianza del 95 %. La heterogeneidad entre los estudios es evidente por la poca superposición de los intervalos de confianza. Los estudios provienen de diversos países, incluyendo Turquía, España, Etiopía, China y Croacia.

El gráfico en embudo es una herramienta visual utilizada para evaluar el posible sesgo de publicación en un metaanálisis (Sterne y Egger, 2001). En este caso, se observa una asimetría en la distribución de los estudios (véase la Figura 4), con una concentración de estudios más precisos (errores estándar pequeños) en la parte superior derecha y una ausencia notable de estudios en la parte inferior izquierda, donde se esperarían estudios con errores estándar más grandes y tamaños del efecto más pequeños o negativos., esto sugiere que los estudios con resultados negativos podrían estar subrepresentados. Esta asimetría sugiere un posible sesgo de publicación, ya que los estudios con resultados no significativos o menos favorables podrían no haberse publicado. Sin embargo, es importante tener en cuenta que, con solo 7 estudios, es difícil sacar conclusiones firmes sobre el sesgo de publicación basándose únicamente en el gráfico en embudo. Para evaluar formalmente esta asimetría, se realizó un contraste de meta-regresión (Egger et al., 1997; Sijtsma, 2009; Sijtsma y Pfadt, 2021), el cual resultó significativo ($z = -6,526$, $p < 0,001$), con una estimación del sesgo de 0,964 (IC del 95 % [0,953; 0,975]).

Estos resultados proporcionan evidencia estadística de asimetría y respaldan la hipótesis de un posible sesgo de publicación en los estudios incluidos (ver apéndice 5).

Los resultados de la meta-regresión para evaluar la asimetría del gráfico de embudo mostraron evidencia estadísticamente significativa de sesgo de publicación ($z = -6,526$, $p < 0,001$). El análisis incluyó los 7 estudios, con una estimación del sesgo de 0,964 (IC 95 %: 0,953-0,975). Estos valores indican una asimetría sistemática en la distribución de los efectos, donde los estudios con mayores errores estándar reportaron tamaños del efecto consistentemente más altos.

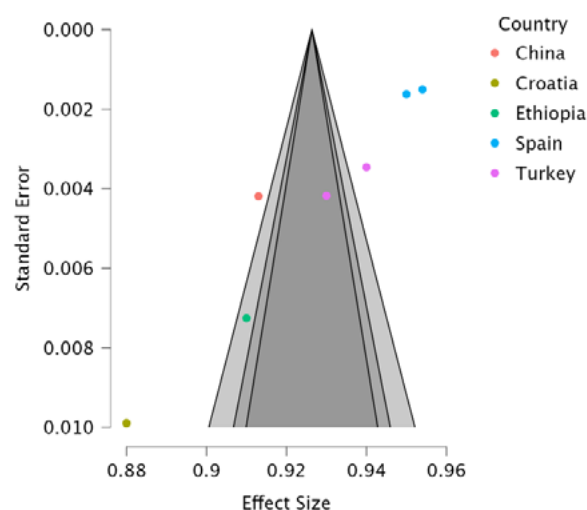


Figura 4. Gráfico en Embudo para evaluar el sesgo de publicación. El gráfico muestra la distribución de los estudios en función de su tamaño del efecto y su error estándar. La asimetría observada sugiere un posible sesgo de publicación.

4. Discusión

Los resultados muestran una fiabilidad media elevada ($\alpha = 0,926$) en los contextos en que se aplican, respaldando la teoría de universalidad de dimensiones básicas del clima laboral docente (Hoy y Clover, 1986), como apoyo institucional y recursos materiales. Sin embargo, la heterogeneidad ($I^2 = 98,6\%$) refleja que esta consistencia métrica convive con variabilidad sustancial en las puntuaciones absolutas, coincidiendo con la perspectiva sociocultural de (Almessabi, 2021), donde factores como autonomía y reconocimiento varían significativamente entre contextos educativos. Nuestro (α) supera al reportado en otros estudios, con mayor estandarización de instrumentos postpandemia (Zhang et al., 2022), exclusión de estudios con validación psicométrica insuficiente (Card, 2015).

La asimetría en el funnel plot (Egger: $p < 0,001$) sugiere la subrepresentación de estudios con efectos pequeños, limitando la validez externa para contextos de alta vulnerabilidad educativa (Rosenthal, 1995). Este hallazgo replica problemas identificados en el clima organizacional (Borenstein et al., 2009), donde los estudios con resultados “negativos” tienen menor probabilidad de publicación. El análisis leave-one-out demostró que el efecto combinado se mantuvo estable ($\alpha = 0,919-0,932$) incluso excluyendo estudios influyentes (ej: Nemet y Velki, 2020), para dimensiones estructurales del clima.

La heterogeneidad observada exige: análisis de subgrupos por cultura (ej.: comparar instrumentos en Asia frente a Europa usando el marco de Hofstede et al., 2010), meta-regresiones que incluyan: variables metodológicas (ej: tipo de validación cruzada), dimensiones teóricas ausentes (equidad de género).

Instrumentos multidimensionales como el CPE-A (Álvarez-Arregui et al., 2025), con adaptabilidad cultural probada, podrían reducir la variabilidad artificial en futuros estudios. Los resultados ofrecen dos lecciones clave para los gestores educativos: los instrumentos actuales miden con fiabilidad aspectos como recursos o apoyo institucional ($\alpha=0,926$), lo que valida su uso para diagnósticos iniciales, pero la variabilidad entre centros ($I^2=98,6\%$) exige adaptar las intervenciones a cada contexto cultural adecuado, priorizando cuestionarios que capturen tanto dimensiones universales como locales.

5. Conclusiones

Este estudio confirma que los instrumentos utilizados para evaluar el clima laboral docente presentan niveles excelentes de confiabilidad general, aunque pueden verse influenciados significativamente por el número y la naturaleza de las dimensiones que estos instrumentos evalúan. Bajo PRISMA, el estudio ofrece un análisis descriptivo de la consistencia interna: el promedio se reporta como referencia orientativa y el IP 95 % guía la interpretación aplicada. La heterogeneidad extrema constituye un hallazgo que orienta los estándares de reporte y las futuras síntesis más amplias o específicas por instrumento.

Este hallazgo subraya la importancia de desarrollar y seleccionar herramientas psicométricas robustas, de carácter multidimensional, para obtener evaluaciones precisas y significativas del clima laboral en contextos educativos específicos. Asimismo, es prioritario identificar y analizar los factores contextuales, culturales y metodológicos que puedan estar influyendo en la variabilidad observada en las propiedades psicométricas de dichos instrumentos.

El clima laboral docente emerge claramente como un factor relevante en los contextos educativos, dada su marcada influencia sobre la satisfacción laboral, el bienestar emocional y la eficacia profesional del personal docente. Disponer de herramientas psico-

métricas válidas y confiables resulta, por tanto, indispensable para evaluar de forma rigurosa y sistemática las condiciones laborales en las instituciones educativas, facilitando así la identificación de áreas clave de intervención y mejora institucional. En este sentido, la investigación evidencia la estrecha asociación existente entre un clima laboral positivo y variables relacionadas directamente con la calidad educativa, como son la satisfacción docente, la reducción del estrés laboral, el compromiso institucional y la mejora del rendimiento académico del alumnado.

En relación con los resultados del presente análisis, cabe destacar que, si bien se obtiene un efecto combinado considerable y estadísticamente significativo (0,926), la elevada heterogeneidad entre los estudios ($I^2 = 98,6 \%$, $Q p < 0,001$) así como la detección de posibles sesgos de publicación requieren una interpretación prudente y matizada. Por tanto, se recomienda llevar a cabo análisis adicionales, como la evaluación de sensibilidad excluyendo estudios con excesiva influencia, análisis de subgrupos basados en características contextuales, culturales o metodológicas y estudios de meta-regresión para examinar variables moderadoras relevantes.

Finalmente, la estandarización y adaptación cultural de instrumentos multidimensionales robustos se presenta como una vía prometedora para disminuir la heterogeneidad observada, facilitando una medición más homogénea y comparable del clima laboral docente a nivel internacional. Esto contribuiría significativamente a fortalecer el conocimiento acumulado sobre el clima laboral, generando información útil para la toma de decisiones informadas en políticas educativas que promuevan el bienestar docente y una educación de mayor calidad.

6. Limitaciones, fortalezas y perspectiva futura

Aunque el análisis realizado en este estudio aporta evidencia sobre una confiabilidad, generalmente alta en los instrumentos utilizados para evaluar el clima laboral docente, es necesario reconocer aquellas limitaciones que condicionan la interpretación de los resultados. La más relevante es la heterogeneidad encontrada entre los estudios (I^2 cercano al 99 %), lo que reduce la posibilidad de generalizar el coeficiente promedio y obliga a interpretarlo con cautela, entendiendo que refleja la diversidad de contextos, estructuras y longitudes de los instrumentos más que un error metodológico. También se debe considerar la posible presencia de sesgo de publicación, ya que el análisis con gráfico de embudo se realizó con un número reducido de estudios ($k = 7$), lo que limita la potencia estadística y se ve agravado por la práctica detectada en algunos trabajos de “inducir” fiabilidad a partir de estudios previos. A esto se suma la restricción metodológica derivada del tamaño muestral, que impidió realizar análisis de subgrupos y meta-regresiones para explorar moderadores relevantes como la estructura factorial, el número de ítems o el contexto cultural. Finalmente, la búsqueda se acotó a los últimos cinco años para garantizar su actualidad, lo que aporta pertinencia, pero restringe la inclusión de estudios previos potencialmente valiosos. Por todo ello, futuras investigaciones podrían ampliar la base empírica, incorporar literatura gris y aplicar análisis más complejos que posibiliten reducir sesgos y mejorar la validez externa de las conclusiones.

Agradecimientos

Equipo de Investigación Internacional acreditado de la Universidad de Oviedo CJS (Comunitaria, Jurídica y Salud), junto con el Centro de Investigación, Desarrollo e Innovación educativa del Principado de Asturias - España (CIDIPA)

Referencias

- Admiraal, W., y Kittelsen Røberg, K.-I. (2023). Teachers' job demands, resources and their job satisfaction: Satisfaction with school, career choice and teaching profession of teachers in different career stages. *Teaching and Teacher Education*, 125, 104063. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2023.104063>
- Almessabi, A. (2021). Culturally Foreign Teachers' Perceptions of School Climate and Its Relationship to Their Self-Efficacy. *SAGE Open*, 11(3). <https://doi.org/10.1177/21582440211043927>
- Álvarez-Arregui, E., Rodríguez-Martín, A., Belver Domínguez, J. L., y Rodríguez Díaz, F. J. (2023). Clima profesional docente en los institutos de educación secundaria. *Bordon. Revista de Pedagogía*, 75(1), 15–33. <https://doi.org/10.13042/Bordon.2023.94628>
- Álvarez-Arregui, E., Samaniego Benavidez, A. G., Herrero Díez, F. J., Rodríguez-Martín, A., y Rodríguez Díaz, F. J. (2025). Propiedades psicométricas del cuestionario abreviado Clima Profesional Educativo (CPE-A). *Educación XX1*, 28(1), 59–85. <https://doi.org/10.5944/educxx1.39796>
- (2025). *Apéndices. RS_MAs_Clima_Laboral_Docente*. [Conjunto de datos]. OSF. https://osf.io/ybujk/?view_only=d415a490bba44f1bacca-276b35b48fb0
- Baptista, M. N., y Cardoso, H. F. (2021). Do Organizational Support and Occupational Stressors Influence Burnout in Teachers? *Avaliação Psicológica*, 20(4), 435–444. <https://doi.org/10.15689/ap.2021.2004.21998.05>
- Barría-González, J., Postigo, Á., Pérez-Luco, R., Cuesta, M., y García-Cueto, E. (2021). Assessing Organizational Climate: Psychometric properties of the ECALS Scale. *Anales de Psicología*, 37(1), 168–177. <https://doi.org/10.6018/analesps.417571>
- Belay, S., Melese, S., y Seifu, A. (2021). Advancing teachers' human capital through effective leadership and institutional safety: Mediating effect of professional learning and teaching climate. *Cogent Education*, 8(1), 1912488. <https://doi.org/10.1080/2331186X.2021.1912488>

- Bonett, D. G., y Wright, T. A. (2015). Cronbach's alpha reliability: Interval estimation, hypothesis testing, and sample size planning. *Journal of Organizational Behavior*, 36(1), 3–15. <https://doi.org/10.1002/job.1960>
- Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P. T., y Rothstein, H. R. (2009). *Introduction to Meta-Analysis*. Wiley. <https://doi.org/10.1002/9780470743386>
- Buonomo, I., Fiorilli, C., y Benevene, P. (2020). Unravelling Teacher Job Satisfaction: The Contribution of Collective Efficacy and Emotions Towards Professional Role. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(3), 736. <https://doi.org/10.3390/ijerph17030736>
- Burnham, K. P., y Anderson, D. R. (2004). Multimodel Inference. *Sociological Methods & Research*, 33(2), 261–304. <https://doi.org/10.1177/0049124104268644>
- Card, N. A. (2015). *Applied meta-analysis for social science research*. Guilford Press.
- Cohen, J. (1960). A Coefficient of Agreement for Nominal Scales. *Educational and Psychological Measurement*, 20(1), 37–46. <https://doi.org/10.1177/001316446002000104>
- Collie, R. J., y Martin, A. J. (2017). Teachers' sense of adaptability: Examining links with perceived autonomy support, teachers' psychological functioning, and students' numeracy achievement. *Learning and Individual Differences*, 55, 29–39. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2017.03.003>
- Collie, R. J., Shapka, J. D., y Perry, N. E. (2012). School climate and social-emotional learning: Predicting teacher stress, job satisfaction, and teaching efficacy. *Journal of Educational Psychology*, 104(4), 1189–1204. <https://doi.org/10.1037/a0029356>
- Cook, R. D. (1977). Detection of Influential Observation in Linear Regression. *Technometrics*, 19(1), 15–18. <https://doi.org/10.1080/00401706.1977.10489493>
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient Alpha and the Internal Structure of Tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Espinoza-Díaz, I. M., Tous-Pallarés, J., Lucas-Mangas, S., Valdivieso-León, L., y Vigil-Colet, A. (2023). Psychological well-being of teachers: influence of burnout, personality, and psychosocial climate. *Frontiers in Psychology*, 14. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1211280>
- Fang, J., y Qi, Z. (2023). The influence of school climate on teachers' job satisfaction: The mediating role of teachers' self-efficacy. *PLoS ONE*, 18(10), e0287555. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0287555>
- Gálvez-Nieto, J., L., Paredes, F., Trizano-Hermosilla, I., Polanco-Levican, K., y Tereucán-Angulo, J. (2021). Adaptation and Validation of the Authoritative School Climate Survey in a Sample of Chilean Adolescents. *Frontiers in Psychology*, 12, 573457. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.573457>
- Glass, G. V. (1976). Primary, Secondary, and Meta-Analysis of Research. *Educational Researcher*, 5(10), 3–8. <https://doi.org/10.3102/0013189X005010003>
- González, C., Bacon, V., y Kearney, C.A. (2022). Systematic and evaluative review of school climate instruments for students. *Psychology in the Schools*, 60(10), 1781–1836. <https://doi.org/10.1002/pits.22838>
- Halman, A., y Oshlack, A. (2023). Catchii: Empowering literature review screening in healthcare. *Research Synthesis Methods*, 15(1), 157–165. <https://doi.org/10.1002/jrsm.1675>
- Higgins, J. P. T., y Thompson, S. G. (2002). Quantifying heterogeneity in a meta-analysis. *Statistics in Medicine*, 21(11), 1539–1558. <https://doi.org/10.1002/sim.1186>
- Hoy, W. K., y Clover, S. I. R. (1986). Elementary School Climate: A Revision of the OCDQ. *Educational Administration Quarterly*, 22(1), 93–110. <https://doi.org/10.1177/0013161X86022001007>
- IBM Corp. (2020). *IBM SPSS Statistics for Windows (Versión 27)* [Software de computación]. IBM Corp.
- Ingersoll, R. M., y May, H. (2012). The Magnitude, Destinations, and Determinants of Mathematics and Science Teacher Turnover. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 34(4), 435–464. <https://doi.org/10.3102/0162373712454326>
- Jang, J., Yoo, H., y Rubadeau, K. (2025). More we or more me? How collaboration and autonomy connect with school climate, team innovativeness and school satisfaction among Korea's teachers. *Professional Development in Education*, 51(7), 1486–1502. <https://doi.org/10.1080/19415257.2024.2371864>
- JASP Team. (2024). *JASP (Versión 0.19.3)* [Software de computación].
- Nemet, M. B., y Velki, T. (2020). Relationship of Some Demographic and Class Characteristics and School Climate and Social Support to Teacher Stress. *Nova Pristutnost*, 18(3), 501–515. <https://doi.org/10.31192/np.18.3.5>
- Özgenel, M., Canpolat, Ö., y Yağan, E. (2020). School Culture as a Tool for the Development of Occupational Commitment. *Insan y Toplum*, 10(3), 28–56. <https://doi.org/10.12658/M0438>
- Page, M. J., McKenzie, J. E., Bossuyt, P. M., Boutron, I., Hoffmann, T. C., Mulrow, C. D., Shamseer, L., Tetzlaff, J. M., Akl, E. A., Brennan, S. E., Chou, R., Glanville, J., Grimshaw, J. M., Hróbjartsson, A., Lalu, M. M., Li, T., Loder, E. W., Mayo-Wilson, E., McDonald, S., ... Moher, D. (2022). A declaração PRISMA 2020: diretriz atualizada para relatar revisões sistemáticas. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 46, e112. <https://doi.org/10.26633/RPSP.2022.112>
- Page, M. J., McKenzie, J. E., Bossuyt, P. M., Boutron, I., Hoffmann, T. C., Mulrow, C. D., Shamseer, L., Tetzlaff, J. M., Akl, E. A., Brennan, S. E., Chou, R., Glanville, J., Grimshaw, J. M., Hróbjartsson, A., Lalu, M. M., Li, T., Loder, E. W., Mayo-Wilson, E., McDonald, S., ... Moher, D. (2021). The PRISMA 2020 statement: an updated guideline for reporting systematic reviews. *The BMJ*, 372(160). <https://doi.org/10.1136/bmj.n160>

- Perestelo-Pérez, L. (2013). Standards on how to develop and report systematic reviews in Psychology and Health. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 13(1), 49–57. [https://doi.org/10.1016/S1697-2600\(13\)70007-3](https://doi.org/10.1016/S1697-2600(13)70007-3)
- Pérez Carbonell, A., Ramos Santana, G., y López González, E. (2009). Diseño y análisis de una escala para la valoración de la variable clima social aula en alumnos de Educación Primaria y Secundaria. *Revista de Educación*, 350, 221–252.
- Rosenthal, R. (1995). Writing meta-analytic reviews. *Psychological Bulletin*, 118(2), 183–192. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.118.2.183>
- Rostan Sánchez, C., Cañabate Ortiz, D., González Carrasco, M., Albertín Carbó, P., y Pérez Burriel, M. (2015). Una herramienta para evaluar el clima social del aula en entornos universitarios. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 13(36), 387–408. <https://doi.org/10.14204/ejrep.36.14075>
- Sijtsma, K. (2009). On the Use, the Misuse, and the Very Limited Usefulness of Cronbach's Alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107–120. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>
- Sijtsma, K., y Pfadt, J. M. (2021). Part II: On the Use, the Misuse, and the Very Limited Usefulness of Cronbach's Alpha: Discussing Lower Bounds and Correlated Errors. *Psychometrika*, 86(4), 843–860. <https://doi.org/10.1007/s11336-021-09789-8>
- Skaalvik, E. M., y Skaalvik, S. (2018). Job demands and job resources as predictors of teacher motivation and well-being. *Social Psychology of Education*, 21, 1251–1275. <https://doi.org/10.1007/s11218-018-9464-8>
- Sperati, A., Persico, M. E., Palumbo, R., Fasolo, M., Spinelli, M., Pluess, M., D'Urso, G., y Lionetti, F. (2024). The role of individual differences in environmental sensitivity in teachers' stress and burnout at work. *Stress and Health*, 40(6), e3491. <https://doi.org/10.1002/smi.3491>
- Sterne, J. A. C., y Egger, M. (2001). Funnel plots for detecting bias in meta-analysis. *Journal of Clinical Epidemiology*, 54(10), 1046–1055. [https://doi.org/10.1016/S0895-4356\(01\)00377-8](https://doi.org/10.1016/S0895-4356(01)00377-8)
- Sterne, J. A. C., Sutton, A. J., Ioannidis, J. P. A., Terrin, N., Jones, D. R., Lau, J., Carpenter, J., Rucker, G., Harbord, R., M., Schmid, C., H., Tetzlaff, J., Deeks, J., J., Peters, J., Macaskill, P., Schwarzer, G., Duval, S., Altman, D., G., Moher, D., y Higgins, J. P. T. (2011). Recommendations for examining and interpreting funnel plot asymmetry in meta-analyses of randomised controlled trials. *The BMJ*, 343, d4002. <https://doi.org/10.1136/bmj.d4002>
- Thapa, A., Cohen, J., Guffey, S., y Higgins-D'Alessandro, A. (2013). A Review of School Climate Research. *Review of Educational Research*, 83(3), 357–385. <https://doi.org/10.3102/0034654313483907>
- Viechtbauer, W. (2005). Bias and Efficiency of Meta-Analytic Variance Estimators in the Random-Effects Model. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 30(3), 261–293. <https://doi.org/10.3102/10769986030003261>
- Wang, J. W., y Derakhshan, A. (2025). Ameliorating the Psychological Well-Being of Chinese and Iranian Teachers in English Classrooms: A Cross-Cultural Analysis of the Role of Job Satisfaction and Exemplary Leadership Behaviour. *European Journal of Education*, 60(1), e12877. <https://doi.org/10.1111/ejed.12877>
- Wang, W., y Derakhshan, A. (2024). Contextual Factors Shaping the Professional Identity of Chinese Teachers in English as a Foreign Language Instructional Context: Exploring the Role of School Climate and Administrator Leadership Behavior. *International Journal of Applied Linguistics*, 35(4), 1639–1651. <https://doi.org/10.1111/ijal.12653>
- Zhang, X., Admiraal, W., y Saab, N. (2022). Teacher autonomous motivation for continuous professional development: the relationship with perceived workplace conditions. *Teachers and Teaching: Theory and Practice*, 28(8), 909–924. <https://doi.org/10.1080/13540602.2022.2137128>