

Manejo de conflictos y clima organizacional: mediación de la motivación en una institución de educación superior pública.

Conflict management and organizational climate: the mediation of motivation in a public higher education institution.

Rodríguez Montufar, Gilberto*

*Doctor en Dirección e Innovación de Instituciones por el Instituto de Estudios Universitarios (IEU). Instituto Tecnológico de Minatitlán, perteneciente al Tecnológico Nacional de México (TecNM). México. Email: gilberto.rm@minatitlan.tecnm.mx, ORCID: <https://orcid.org/0009-0003-5078-2303>.

Correo para recibir correspondencia:

Gilberto Rodríguez Montufar
gilberto.rm@minatitlan.tecnm.mx

RESUMEN

OBJETIVO: Determinar el efecto del Manejo de Conflictos (MC) sobre el Clima Organizacional (CO) e identificar el papel mediador de la Motivación laboral percibida (MOT) en una institución pública de educación superior.

MATERIAL Y MÉTODO: Estudio cuantitativo, no experimental, transeccional y explicativo con $n = 96$ trabajadores (docentes y administrativos). Se aplicó un cuestionario Likert (1–5). El contraste del modelo se realizó mediante *PLS-SEM (PLSc)* con *bootstrapping* (5,000); se evaluaron confiabilidad y validez (α , ω , $CR \geq 0.70$; $AVE \geq 0.50$; $HTMT < 0.85$) y la relevancia predictiva (Q^2).

RESULTADOS: MC se asoció positivamente con CO y con MOT; a su vez, MOT se asoció positivamente con CO. El efecto indirecto MC→MOT→CO fue significativo, indicando mediación parcial de MOT y fortaleciendo la explicación del CO. Los resultados fueron estables en análisis de sensibilidad y sin problemas de colinealidad.

CONCLUSIONES: El MC, concebido como estrategia de gestión, mejora el CO principalmente a través de la motivación del personal. Los hallazgos ofrecen evidencia útil para diseñar políticas institucionales orientadas al bienestar organizacional y para fortalecer la formación directiva en resolución colaborativa de conflictos.

PALABRAS CLAVE: clima organizacional, gestión educativa, instituciones de educación superior, manejo de conflictos, motivación.

ABSTRACT

OBJECTIVE: To determine the effect of Conflict Management (CM) on Organizational Climate (OC) and to identify the mediating role of perceived work motivation (MOT) in a public higher education institution.

MATERIAL AND METHOD: A quantitative, non-experimental, cross-sectional, and explanatory study was conducted with $n = 96$ employees (faculty and administrative staff). A Likert-scale questionnaire (1–5) was administered. The model was tested using *PLS-SEM (PLSc)* with *bootstrapping* (5,000 resamples). Reliability and validity were assessed (α , ω , $CR \geq 0.70$; $AVE \geq 0.50$; $HTMT < 0.85$), as well as predictive relevance (Q^2).

RESULTS: CM was positively associated with OC and with MOT; in turn, MOT was positively associated with OC. The indirect effect CM→MOT→OC was significant, indicating partial mediation by MOT and strengthening the explanation of OC. The results were stable in sensitivity analyses and showed no multicollinearity issues.

CONCLUSIONS: CM, conceived as a management strategy, improves OC primarily through staff motivation. The findings provide useful evidence for designing institutional policies aimed at organizational well-being and for strengthening leadership training in collaborative conflict resolution.

KEYWORDS: organizational climate, educational management, higher education institutions, conflict management, motivation.

En las Instituciones de Educación Superior (IES), el Clima Organizacional (CO) se reconoce como un recurso estratégico asociado con la motivación del personal, el bienestar y las conductas prosociales; climas de apoyo tienden a favorecer la ciudadanía organizacional y la satisfacción, mientras que climas disfuncionales se vinculan con desalineación y resistencia al cambio (Sun et al., 2024; Xia et al., 2024; Punia y Bala, 2023). En este sentido, identificar qué prácticas de gestión permiten mejorar el clima constituye una prioridad para la dirección universitaria, con evidencia reciente que ha modelado empíricamente el aporte del clima al desempeño mediante SEM en contextos educativos (Amsalu, 2024).

Entre los determinantes del clima, el Manejo de Conflictos (MC) ha pasado de ser una operación táctica a una palanca cultural. Un clima de gestión de conflictos sólido -con normas, liderazgos y procesos que legitiman abordar discrepancias de forma temprana y justa- se asocia con la reducción de conductas disfuncionales y con mejores resultados relacionales (Hamre et al., 2022; Blomberg et al., 2025; Zahlquist et al., 2023). En particular, se ha observado que la seguridad psicosocial y la gestión de conflictos operan como recursos para reducir dinámicas de hostigamiento en el trabajo, reforzando el valor preventivo de institucionalizar normas y prácticas de manejo de conflictos (Rosander et al., 2025). En el contexto mexicano, la formación colaborativa para resolver conflictos y el desarrollo de habilidades directivas (diagnóstico, regulación emocional y elección estratégica) se han vinculado con mejoras en el clima en IES tecnológicas (Rodríguez et al., 2025a, 2025b; Rodríguez et al., 2023).

No obstante, persiste un vacío explicativo: la literatura ha descrito beneficios del MC sobre el clima, pero ha explorado poco el mecanismo psicológico que los conecta en IES latinoamericanas, con instrumentos validados y criterios contemporáneos de validez y predicción. En este estudio, se define el CO como la percepción compartida de justicia, apoyo y colaboración en el trabajo, y se entiende el MC como un conjunto de competencias directivas observables (diagnóstico del conflicto, elección estratégica, resolución colaborativa y autorregulación). Estudios recientes en entornos educativos han mostrado que el clima se relaciona con recursos psicosociales del personal y resultados organizacionales a través de procesos intermedios, lo que apoya la plausibilidad de mecanismos motivacionales en la explicación del CO (Hao et al., 2024).

De forma complementaria, se ha documentado que el clima organizacional se asocia con bienestar y compromiso académico en contextos universitarios mediante modelamiento SEM, lo que refuerza su relevancia como variable estratégica en instituciones educativas (Norabuena-Figueroa et al., 2025).

Desde la Teoría de la Autodeterminación, prácticas organizacionales que satisfacen autonomía, competencia y relación fomentan la motivación autónoma y, con ello, mejores actitudes y percepciones del entorno (Van den Broeck et al., 2021; Gagné et al., 2022; Takagi et al., 2024). En consonancia, investigaciones recientes muestran vías motivacionales que conectan recursos contextuales con la adaptación y el desempeño, lo que sugiere que la Motivación Laboral Percibida (MOT) puede mediar el vínculo entre MC y CO en IES (Chong et al., 2024; Ye et al., 2025).

Con base en lo anterior, el objetivo de este estudio es determinar el efecto del MC sobre el CO e identificar el papel mediador de la MOT en instituciones públicas de educación superior. Se adopta un enfoque cuantitativo, no experimental y explicativo, estimando un modelo de mediación mediante PLS-SEM, apropiado para muestras moderadas y fines predictivos. Se reportan criterios de medición (cargas ≥ 0.70 ; α , ω , CR ≥ 0.70 ; AVE ≥ 0.50), validez discriminante (HTMT < 0.85 ; IC del 95% < 0.90), colinealidad (VIF < 3.30), ajuste (SRMR ≤ 0.08) y resultados estructurales (coeficientes estandarizados, R^2 , Q^2 , f^2), con bootstrapping de 5,000 remuestreos para el efecto indirecto (Hair y Alamer, 2022; Roemer et al., 2021; Sarstedt et al., 2022; Schubert y Henseler, 2023; Liengaard, 2024).

A continuación, se formulan las hipótesis que orientan el contraste empírico del modelo propuesto:

- H1. En la institución analizada, un mayor MC se asocia con un mejor CO.
- H2. En la institución analizada, un mayor MC se asocia con una mayor MOT del personal.
- H3. En la institución analizada, una mayor MOT se asocia con un mejor CO, aun considerando el efecto del MC.
- H4. En la institución analizada, la MOT media la relación entre MC y CO.

MATERIAL Y MÉTODO

Se adoptó un diseño cuantitativo, no experimental, transversal y explicativo. Se realizó un análisis con $n=96$ participantes para estimar el efecto del MC sobre el CO e identificar el papel mediador de la MOT. El modelo se estimó mediante PLS-SEM consistente (PLSc), por su pertinencia para objetivos predictivos y modelos parsimoniosos en muestras moderadas, así como por su menor dependencia de supuestos de normalidad; en consecuencia, no se emplearon estimadores de CB-SEM como máxima verosimilitud o mínimos cuadrados. La inferencia se obtuvo mediante bootstrapping (5,000 remuestreos; IC BCa al 95%), lo que contribuye a la estabilidad de los

errores estándar e intervalos. Se verificó a priori que $n = 96$ provee potencia ≥ 0.80 ($\alpha = 0.05$) para una ecuación endógena con dos predictores y un tamaño de efecto mínimo $f^2 = 0.15$, criterio consistente con PLS-SEM (Hair y Alamer, 2022). Adicionalmente, dado que la muestra integra personal docente y administrativo, se contempló la posible heterogeneidad mediante análisis de sensibilidad con covariables (tipo de puesto y antigüedad), reportados en resultados.

El estudio se desarrolló en una IES adscrita al Tecnológico Nacional de México (TecNM) en el Altiplano de Tlaxcala (México), con estructura organizativa compleja y alta interacción entre personal académico y administrativo. La población fue de 145 trabajadores; para evitar sesgos jerárquicos en la percepción del clima, se excluyeron funcionarios y directivos (jefaturas, subdirecciones y dirección), definiéndose como población objetivo a 127 trabajadores (docentes y administrativos). La muestra final ($n=96$) se obtuvo mediante muestreo no probabilístico por conveniencia, cubriendo distintas áreas. Dado este esquema, no se reporta margen de error ni nivel de confianza; los hallazgos son analíticamente transferibles al contexto institucional estudiado y deben interpretarse con cautela respecto de otras IES (Hernández-Sampieri et al., 2022).

La recolección de datos se realizó en el segundo semestre de 2020, mediante cuestionario autoadministrado y anónimo. Se invitó a 127 miembros del personal (población objetivo) y se obtuvieron 96 cuestionarios válidos, lo que representa una tasa de respuesta del 75.6 % tras la depuración por calidad.

Se aplicó un cuestionario Likert de 5 puntos (1 = totalmente en desacuerdo; 5 = totalmente de acuerdo) con 27 ítems de elaboración propia, contruidos a partir de la literatura sobre CO, motivación laboral y MC, y operacionalizados en tres constructos: Manejo de Conflictos (MC; 6 ítems), Motivación laboral percibida (MOT; 7 ítems) y Clima Organizacional (CO; 14 ítems). El instrumento incluyó: MC1–MC6 para MC —facetas: diagnóstico del conflicto (MC1), elección de estrategias (MC2), resolución colaborativa/efectiva (MC3), autodominio personal (MC4), control emocional (MC5) e interpretación de emociones (MC6)—; MOT24–MOT30 para MOT —facetas: calidad de las actividades (MOT24), resultados extrínsecos (MOT25), resultados intrínsecos (MOT26), recompensas apropiadas (MOT27), valor/propósito personal (MOT28), esfuerzo personal (MOT29) y activación/desmotivación (MOT30)—; y CO1–CO14 para CO —facetas: conflictos de personalidad (CO1–CO3), resistencia al cambio (CO4–CO6), conflictos centrados en personas vs. asuntos (CO7–CO9) y percepción global del entorno (CO10–CO14). MC, MOT y CO se especificaron como constructos reflectivos porque sus ítems son manifestaciones del rasgo latente con causalidad común. Si algún ítem estaba redactado en sentido negativo, se

invirtió antes del análisis y se documentó en la sintaxis. La validez de contenido se abordó mediante un proceso Delphi en dos rondas con juicio de expertos (criterios: claridad, congruencia y pertinencia), siguiendo recomendaciones metodológicas para consenso estructurado (Hsu y Sandford, 2007; Okoli y Pawlowski, 2004). La unidad de análisis fue el trabajador; aunque el personal se organiza en departamentos, el tamaño por clúster no permitió estimar un modelo multinivel, por lo que el análisis se efectuó a nivel individual (limitación reconocida). La numeración MOT24–MOT30 se mantuvo por corresponder al banco interno de ítems utilizado en la aplicación.

El levantamiento fue autoadministrado y anónimo, con consentimiento informado, conforme a la Ley Federal de Protección de Datos Personales en Posesión de los Particulares (Cámara de Diputados del H. Congreso de la Unión, 2010). En ausencia de un comité institucional formal, el estudio se condujo siguiendo principios éticos para investigación con personas y se consideró sin riesgo, al basarse en un cuestionario de percepción sin intervención ni manipulación de variables.

En la preparación de datos, se establecieron reglas a priori: $\leq 5\%$ de faltantes por ítem $\rightarrow$ imputación por media del ítem; $> 5\%$ de faltantes por caso $\rightarrow$ exclusión. Se evaluó el mecanismo de ausencia (MCAR/MAR); se inspeccionaron atípicos univariados y multivariados ($|z| > 3.29$ en compuestos; D de Mahalanobis), aplicando winsorización p5–p95 o exclusión justificada cuando comprometían supuestos. Para respuestas descuidadas, se controló straightlining (varianza intra-persona ≤ 0.05 en los 27 ítems), ítems atípicos y tiempos extremos (p5–p95); los casos que incumplieron ≥ 2 criterios se revisaron y, de ser necesario, se excluyeron.

Como mitigación/diagnóstico de sesgo de método común (CMV), además de anonimato e instrucciones estandarizadas, se verificó *full collinearity* VIF < 3.30 como prueba post hoc; al no contar con ítem marcador ni ULMC, se reconoce como limitación (Kock, 2021; Podsakoff et al., 2024).

La estrategia analítica se basó en PLS-SEM con SmartPLS 4.0.9 (PLS-consistente, esquema path weighting; bootstrap 5,000 con IC BCa al 95 % y sign changes a nivel de constructo; semilla de remuestreo=12345). En particular, el modelo se estimó mediante PLS-SEM consistente (PLSc); por lo tanto, no se emplearon estimadores de CB-SEM como máxima verosimilitud o mínimos cuadrados. La inferencia se obtuvo a partir de bootstrapping (5,000 remuestreos; IC BCa al 95%), lo cual reduce la dependencia de supuestos estrictos de normalidad.

Para descriptivos y correlaciones se empleó IBM SPSS Statistics 25.0. En el modelo de medición se exigieron cargas ≥ 0.70 , α , ω y CR ≥ 0.70 y AVE ≥ 0.50 ; además, se requirió una diferencia $\geq$

0.20 entre la carga del ítem en su constructo y cualquier carga cruzada. La validez discriminante se verificó con HTMT < 0.85 (IC 95% < 0.90) y el criterio de Fornell–Larcker. El ajuste global se inspeccionó con SRMR ≤ 0.08 e incluirá d_ULS y d_G, contrastados con sus HI95 bootstrap (Hair y Alamer, 2022; Roemer et al., 2021; Sarstedt et al., 2022; Schuberth y Henseler, 2023; Liengaard, 2024).

En el modelo estructural se verificó VIF < 3.30 y se estimaron los efectos directos (MC→CO; MC→MOT; MOT→CO) y el efecto indirecto (MC→MOT→CO); el indirecto significativo cuando el IC 95% (BCa) excluyó 0. Se reportaron R^2 , f^2 y Q^2 ; los tamaños de efecto se interpretaron con umbrales 0.02/0.15/0.35 (pequeño/medio/grande) tanto para f^2 como para q^2 . El Q^2 de Stone–Geisser se estimó para CO (y MOT) mediante blindfolding con $D = 7$, verificando sensibilidad con $D = 6–8$. Ante indicios de endogeneidad, se aplicó Gaussian copula post hoc únicamente cuando se observó no linealidad residual y correlación predictor–residuo; adicionalmente, se estimaron modelos con covariables (antigüedad y tipo de puesto) centradas en la media para análisis de sensibilidad (Sarstedt et al., 2022). Dado que n por subgrupo fue < 30 , no se aplicaron MICOM/MGA. Para robustez adicional, se evaluó PLSpredict y se estimó una regresión OLS MC→CO como contraste auxiliar, sin sustituir el análisis principal (Hair y Alamer, 2022).

RESULTADOS

Descriptivos y correlaciones

Las estadísticas descriptivas y las correlaciones bivariadas entre compuestos (promedios de ítems) (Tabla 1). En promedio, el personal reportó niveles moderados–altos de Manejo de Conflictos (MC), Motivación laboral percibida (MOT) y Clima Organizacional (CO) (MC: $M = 3.95$; $DE = 0.62$; MOT: $M = 3.88$; $DE = 0.66$; CO: $M = 3.90$; $DE = 0.58$). Las correlaciones fueron positivas y de magnitud moderada, congruentes con la direccionalidad del modelo (MC–MOT = 0.58; MC–CO = 0.52; MOT–CO = 0.63).

Tabla 1
Descriptivos y correlaciones

Constructo	Media	DE	1	2	3
MC	3.95	0.62	1.00	0.58	0.52
MOT	3.88	0.66	—	1.00	0.63
CO	3.90	0.58	—	—	1.00

Nota. Elaboración propia. Correlaciones entre compuestos (promedios de ítems por constructo; escala Likert 1–5).

Evaluación del modelo de medición

Las cargas estandarizadas de los indicadores fueron ≥ 0.70 ($p < 0.001$) en todos los ítems retenidos. La confiabilidad y la validez convergente cumplieron umbrales (α , ω y $CR \geq 0.70$; $AVE \geq 0.50$), y la validez discriminante quedó respaldada por $HTMT < 0.85$ ($IC\ 95\% < 0.90$) y Fornell–Larcker ($\sqrt{AVE} > \text{correlaciones}$). Las cargas cruzadas fueron, en todos los casos, ≥ 0.20 menores que la carga propia. El ajuste global del modelo PLSc fue adecuado (SRMR saturado = 0.054; $d_ULS = 0.88 < HI95 = 1.20$; $d_G = 0.43 < HI95 = 0.70$). Se adoptó el criterio estricto de $HTMT < 0.85$ con $IC\ 95\% < 0.90$ como salvaguarda de inferencia.

Tabla 2
Confiabilidad y validez convergente

Constructo	α	ω	CR	AVE
MC	0.93	0.93	0.94	0.68
MOT	0.92	0.92	0.93	0.61
CO	0.95	0.95	0.95	0.62

Nota. Elaboración propia. Todos los ítems presentaron cargas ≥ 0.70 ; no fue necesario eliminar indicadores.

Tabla 3
Validez discriminante (HTMT con IC 95%)

Par	HTMT	IC 95%
MC–MOT	0.74	[0.62, 0.82]
MC–CO	0.68	[0.55, 0.78]
MOT–CO	0.79	[0.66, 0.86]

Nota. Elaboración propia. HTMT estimado con *bootstrap 2,000* (IC 95% BCa, dos colas). Criterios: $HTMT < 0.85$ e $IC\ 95\% < 0.90$. Cargas cruzadas: todos los ítems cumplieron $\Delta \geq 0.20$ respecto de su carga propia; resumen disponible previa solicitud.

Tabla 4
Validez discriminante (Fornell–Larcker; $\sqrt{AVE}$ en diagonal)

	MC	MOT	CO
MC	0.82	0.58	0.52
MOT	0.58	0.78	0.63
CO	0.52	0.63	0.79

Nota. Elaboración propia. $n = 96$. Fornell–Larcker: diagonal = $\sqrt{AVE}$ (en negritas), fuera de diagonal = correlaciones. Hay validez si $\sqrt{AVE} > \text{correlaciones}$ ($AVE \geq 0.50$). Valores con dos decimales (Tabla 3).

Evaluación del modelo estructural

La colinealidad entre predictores de CO fue baja (inner VIF: $VIF_MC = 1.50$; $VIF_MOT = 1.50$), lo que permite interpretar rutas sin sesgos por redundancia (para $MC \rightarrow MOT$ no aplica VIF por tratarse de una ecuación con un solo predictor). En coherencia con H1, $MC \rightarrow CO$ fue positivo y significativo ($\beta = 0.18$; $IC\ 95\% [0.03, 0.33]$; $p = 0.0160$; $f^2 = 0.08$, pequeño). En H2, $MC \rightarrow MOT$

resultó significativo ($\beta = 0.58$; IC 95% [0.42, 0.71]; $p < 0.0001$; $f^2 = 0.52$, grande). Conforme a H3, MOT $\rightarrow$ CO fue positivo controlando MC ($\beta = 0.52$; IC 95% [0.33, 0.67]; $p < 0.0001$; $f^2 = 0.47$, grande). La capacidad explicativa fue $R^2_{\text{MOT}} = 0.34$ y $R^2_{\text{CO}} = 0.47$; la relevancia predictiva (Q^2 de Stone–Geisser) se obtuvo mediante blindfolding con $D = 7$ (sensibilidad $D = 6-8$) y resultó positiva ($Q^2_{\text{MOT}} = 0.26$; $Q^2_{\text{CO}} = 0.33$), confirmando utilidad predictiva. Conforme a criterios prácticos, $R^2_{\text{MOT}} = 0.34$ y $R^2_{\text{CO}} = 0.47$ sugieren capacidad explicativa moderada; $Q^2 > 0$ confirma relevancia predictiva.

Tabla 5
Modelo estructural (PLSc, bootstrap 5,000)

Relación	β	IC9 5% (BCa)	p (bootstrap)	VIF	f^2	R^2 del criterio	Q^2	Decisión
MC $\rightarrow$ CO	0.18	[0.03, 0.33]	0.0160	1.50	0.08	0.47	0.33	Apoyada
MC $\rightarrow$ MOT	0.58	[0.42, 0.71]	< 0.0001	NA	0.52	0.34	0.26	Apoyada
MOT $\rightarrow$ CO (MC)	0.52	[0.33, 0.67]	< 0.0001	1.50	0.47	0.47	0.33	Apoyada

Nota. Elaboración propia. (1) Estimaciones PLSc con bootstrap 5,000 (IC 95% BCa, dos colas); sign changes fijados a nivel de constructo; semilla = 12345. (2) VIF se informa solo cuando el criterio tiene ≥ 2 predictores; en ecuaciones con 1 predictor, VIF = NA (no aplica). (3) Q^2 corresponde al modelo saturado (blindfolding $D = 7$; sensibilidad $D = 6-8$). (4) SRMR reportado para el modelo saturado. (5) Umbrales: VIF < 3.30 ; $f^2 = 0.02/0.15/0.35$ (pequeño/medio/grande); $Q^2 > 0$.

Análisis de mediación

El efecto indirecto MC $\rightarrow$ MOT $\rightarrow$ CO fue estadísticamente significativo ($\beta_{\text{ind}} = 0.30$; IC 95% [0.17, 0.45]; $p < 0.0001$), con efecto directo residual MC $\rightarrow$ CO aún significativo. Esto indica mediación parcial (complementaria). La proporción de varianza mediada (VAF) fue 62.5% y el ΔR^2_{CO} al introducir MOT (frente al modelo solo con MC) fue +0.13 (0.34 $\rightarrow$ 0.47), reforzando la presencia de mediación.

Tabla 6
Mediación (bootstrap 5,000)

Camino indirecto	β_{ind} (a·b)	IC 95% (BCa)	p (bootstrap)	VAF (%)	Tipo	Decisión
MC $\rightarrow$ MOT $\rightarrow$ CO	0.30	[0.17, 0.45]	< 0.0001	62.50	Parcial (complementaria)	Apoyada

Nota. Elaboración propia. Se reportan β_{ind} (a·b), IC 95% BCa, p y VAF; tipología de mediación según Zhao et al. (2010).

Robustez, sensibilidad y consideraciones adicionales

Full collinearity VIF por constructo fueron MC = 1.72, MOT = 1.68 y CO = 1.59 (todos < 3.30), independientes de los inner VIF del modelo estructural (Tabla 5). La inclusión de covariables

(antigüedad y tipo de puesto, centradas) no alteró la dirección ni la significancia de los efectos principales. La inspección de endogeneidad mediante Gaussian copula (activada únicamente ante no linealidad residual y correlación predictor–residuo) no modificó los signos ni las magnitudes de las rutas clave. No se realizaron análisis multigrupo (MICOM/MGA) debido a que el tamaño por subgrupo fue < 30 ; esta evaluación se propone como línea futura. En PLSpredict, los errores de predicción a nivel de constructo fueron $PLS \leq LM$ (p. ej., CO: $RMSE_PLS = 0.51$ vs. $RMSE_LM = 0.53$; MOT: $RMSE_PLS = 0.49$ vs. $RMSE_LM = 0.50$) y se observó $Q^2_predict > 0$ en los indicadores de CO y MOT, respaldando la validez predictiva del modelo. La configuración analítica (versiones, semilla y opciones de bootstrap) quedó registrada; materiales, diccionario y sintaxis están disponibles previa solicitud al autor de correspondencia.

Comprobación de las hipótesis

Los hallazgos respaldan de manera consistente las cuatro hipótesis planteadas. En primer lugar, H1 se confirma: el Manejo de Conflictos (MC) mostró un efecto positivo y significativo sobre el Clima Organizacional (CO) ($\beta = 0.18$; IC 95% [0.03, 0.33]; $p = 0.0160$), con tamaño de efecto pequeño ($f^2 = 0.08$) y capacidad explicativa moderada de CO ($R^2 = 0.47$). En segundo término, H2 se apoya al observarse que MC predice Motivación laboral percibida (MOT) de forma positiva y significativa ($\beta = 0.58$; IC 95% [0.42, 0.71]; $p < 0.0001$), con tamaño de efecto grande ($f^2 = 0.52$) y $R^2 = 0.34$ para MOT. En tercer lugar, H3 también se confirma: MOT se asocia positivamente con CO controlando el efecto de MC ($\beta = 0.52$; IC 95% [0.33, 0.67]; $p < 0.0001$), con tamaño de efecto grande ($f^2 = 0.47$). Finalmente, la mediación postulada en H4 se verifica: el efecto indirecto $MC \rightarrow MOT \rightarrow CO$ fue significativo ($\beta_ind = 0.30$; IC 95% [0.17, 0.45]; $p < 0.0001$), con mediación parcial (complementaria), $VAF = 62.5\%$ y una ganancia de varianza en CO al introducir MOT de $\Delta R^2 = +0.13$ ($0.34 \rightarrow 0.47$). En conjunto, los resultados confirman el papel directo de MC sobre CO y su mecanismo motivacional como vía explicativa central en el contexto de las IES analizadas.

DISCUSIÓN

Las evidencias obtenidas confirman que el manejo de conflictos constituye una capacidad organizacional asociada con un mejor clima institucional, a través de procesos motivacionales del personal. En este sentido, el foco se desplaza desde la resolución puntual de disputas hacia el diseño de sistemas que favorezcan autonomía, competencia y relación en la vida cotidiana de las IES. Este patrón es congruente con evidencia en contextos educativos donde el clima se vincula con variables psicosociales mediante mecanismos intermedios modelados con SEM (Hao et al., 2024; Norabuena-Figueroa et al., 2025).

En el plano teórico, el estudio aporta un encuadre mecanístico claro: el manejo de conflictos actúa como gatillo motivacional que reconfigura percepciones de justicia, apoyo y colaboración. Con ello, se robustece la arquitectura explicativa del clima en educación superior pública latinoamericana y se ofrece un puente operativo entre marcos de motivación y gestión universitaria.

Metodológicamente, se muestra que es posible contrastar modelos parsimoniosos con criterios contemporáneos de validez y predictividad, incrementando la utilidad de la evidencia para la toma de decisiones. La apuesta por estimación robusta y reporte transparente facilita la replicación y la comparación internacional.

En el plano práctico y de política institucional, la evidencia del presente estudio sugiere que la institución analizada debería priorizar intervenciones que movilicen motivación: formación socioemocional de mandos, protocolos de mediación y negociación colaborativa, y dispositivos de retroalimentación y autonomía. La motivación puede emplearse como indicador temprano del clima para monitoreo trimestral y ajuste fino de las acciones; no obstante, al tratarse de un estudio realizado en una sola institución con muestreo por conveniencia, estas recomendaciones deben interpretarse como orientaciones para contextos comparables y no como generalizaciones a todas las IES.

El alcance de estos resultados es condicional: contextos con sobrecarga administrativa, estilos de liderazgo autoritarios o restricciones presupuestales diluyen la vía motivacional. En consecuencia, las intervenciones de manejo de conflictos deben acompañarse de simplificación de procesos, fortalecimiento de justicia procedimental y garantías mínimas de recursos. En línea con ello, investigaciones recientes muestran que climas hostiles y condiciones psicosociales adversas se asocian con fenómenos de acoso laboral, lo que refuerza el valor preventivo de fortalecer el manejo de conflictos como recurso organizacional (Zahlquist et al., 2023; Rosander et al., 2025).

Entre las limitaciones, se reconoce el carácter transeccional del diseño, el muestreo por conveniencia en una IES y el uso de autoinforme, lo que recomienda cautela en la generalización. Asimismo, aunque la muestra integra personal docente y administrativo, el tamaño por subgrupo fue insuficiente para realizar comparaciones multigrupo con pruebas de invariancia (MICOM) y análisis MGA; en consecuencia, la evaluación de posibles diferencias estructurales entre subpoblaciones se plantea como línea futura cuando se disponga de tamaños adecuados por grupo.

Estas restricciones abren oportunidades para diseños longitudinales o experimentales, análisis multigrupo con invariancia y modelos ampliados que integren liderazgo, justicia y carga/recursos laborales, incluyendo mediaciones en serie y moderaciones contextuales.

En suma, mejorar el clima en las IES no depende solo de “resolver conflictos”, sino de cómo se gobierna el conflicto para activar motivación y, por esa vía, elevar el entorno relacional y normativo. Esta conclusión ofrece a las universidades una hoja de ruta viable y basada en evidencia para fortalecer bienestar, cohesión y efectividad institucional.

CONCLUSIONES

En instituciones públicas de educación superior, el manejo de conflictos es eficaz cuando se concibe como diseño institucional que moviliza la motivación del personal y, por esa vía, mejora de forma sostenible el clima organizacional. Este enfoque desplaza la lógica reactiva hacia la construcción de reglas, capacidades y rutinas que estabilizan relaciones y expectativas.

El estudio aporta valor en cuatro planos: (i) teórico, al precisar un mecanismo claro (manejo de conflictos → motivación → clima); (ii) metodológico, al ofrecer una ruta de estimación robusta (PLSc con criterios actuales de validez y relevancia predictiva) que favorece replicabilidad; (iii) empírico, al proveer evidencia situada en IES públicas latinoamericanas; y (iv) práctico/político, al traducir el mecanismo en orientaciones operativas para la toma de decisiones.

En términos de gestión, se recomienda institucionalizar protocolos de mediación y negociación colaborativa, formar a mandos en competencias socioemocionales y monitorizar trimestralmente la motivación como indicador adelantado del clima; como meta mínima, buscar un aumento ≥ 0.20 puntos (escala 1–5) en motivación durante un ciclo de 6–9 meses, con retroalimentación y ajustes continuos.

No obstante, la sobrecarga administrativa, el liderazgo autoritario o las restricciones presupuestales pueden erosionar autonomía y justicia percibida, debilitando la vía motivacional; por ello, la simplificación de procesos, la justicia procedimental y mínimos de recursos son condiciones habilitantes para sostener mejoras. Las inferencias deben leerse con cautela por el diseño transeccional y la muestra por conveniencia; estos límites abren paso a replicación multicampus, diseños longitudinales o pre–post, SEM multigrupo con invariancia y modelos ampliados (p. ej., justicia → motivación → clima, con moderaciones por cultura y tamaño).

En suma, mejorar el clima depende menos de “apagar incendios” y más de gobernar el conflicto para activar motivación y consolidar entornos de trabajo más justos, colaborativos y efectivos.

REFERENCIAS

- Amsalu, A. (2024). Analyzing the contribution of school climate to academic achievement: The role of structural equation modeling. *SAGE Open*, 14(4), 21582440241227271. <https://doi.org/10.1177/21582440241227271>
- Blomberg, S., Einarsen, S. V. y Rosander, M. (2025). Conflict management climate and the prevention of workplace bullying: A multi-cohort three-wave longitudinal study. *International Journal of Conflict Management*, 36(4), 841–864. <https://doi.org/10.1108/IJCMA-11-2024-0298>
- Cámara de Diputados del H. Congreso de la Unión. (2010, 5 de julio). Ley Federal de Protección de Datos Personales en Posesión de los Particulares. Diario Oficial de la Federación. https://dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5150631&fecha=05/07/2010
- Chong, J. X. Y., Gagné, M., Dunlop, P. D. y Wee, S. (2024). Facilitating newcomer motivation through internalization: A self-determination theory perspective on newcomer socialization. *Human Resource Management Review*, 34(4), 101041. <https://doi.org/10.1016/j.hrmr.2024.101041>
- Gagné, M., Parker, S. K., Griffin, M. A., Dunlop, P. D., Knight, C., Klonek, F. E. y Parent-Rochelleau, X. (2022). Understanding and shaping the future of work with self-determination theory. *Nature Reviews Psychology*, 1(7), 378–392. <https://doi.org/10.1038/s44159-022-00056-w>
- Hair, J. F. y Alamer, A. (2022). Partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM) in second language and education research: Guidelines using an applied example. *Research Methods in Applied Linguistics*, 1(3), 100027. <https://doi.org/10.1016/j.rmal.2022.100027>
- Hamre, K. V., Fauske, M. R., Reknes, I., Nielsen, M. B., Gjerstad, J. y Einarsen, S. V. (2022). Preventing and neutralizing the escalation of workplace bullying: The role of conflict management climate. *International Journal of Bullying Prevention*, 4(4), 255–265. <https://doi.org/10.1007/s42380-021-00100-y>
- Hao, S., Wang, S., Zhan, Z., Wu, H. y Zhang, J. (2024). Organizational climate of kindergartens and teachers' collective efficacy: The mediating role of teaching mindfulness and the moderating role of job stress. *Frontiers in Psychology*, 15, 1287703. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1287703>
- Hernández-Sampieri, R., Fernández-Collado, C. y Baptista-Lucio, P. (2022). *Metodología de la investigación* (7ª ed.). McGraw Hill.
- Hsu, C. y Sandford, B. A. (2007). The Delphi technique: Making sense of consensus. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 12(10), 1–8. doi: <https://doi.org/10.7275/pdz9-th90>
- Kock, F., Berbekova, A. y Assaf, A. G. (2021). Understanding and managing the threat of common method bias: Detection, prevention, and control. *Tourism Management*, 86, 104330. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2021.104330>
- Liengaard, B. D. (2024). Measurement invariance testing in partial least squares structural equation modeling. *Journal of Business Research*, 177, 114581. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2024.114581>

- Norabuena-Figueroa, R. P., Rodríguez-Orellana, H. M., Norabuena-Figueroa, E. D. y Deroncel-Acosta, A. (2025). Organizational climate as a key to positive mental health and academic engagement in university students: A structural equation modeling approach. *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education*, 15(2), 17. <https://doi.org/10.3390/ejihpe15020017>
- Okoli, C. y Pawlowski, S. D. (2004). The Delphi method as a research tool: An example, design considerations and applications. *Information & Management*, 42(1), 15–29. <https://doi.org/10.1016/j.im.2003.11.002>
- Podsakoff, P. M., Podsakoff, N. P., Williams, L. J., Huang, C. y Yang, J. (2024). Common method bias: It's bad, it's complex, it's widespread, and it's not easy to fix. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 11, 17–61. <https://doi.org/10.1146/annurev-orgpsych-110721-040030>
- Punia, P. y Bala, M. (2023). The impact of organizational climate on teacher enthusiasm: A two-staged structural equation modelling–artificial neural network approach. *Open Education Studies*, 6(1), 1–15. <https://doi.org/10.1515/edu-2022-0195>
- Ringle, C. M., Sarstedt, M., Sinkovics, N. y Sinkovics, R. R. (2023). A perspective on using partial least squares structural equation modelling in data articles. *Data in Brief*, 48, 109074. <https://doi.org/10.1016/j.dib.2023.109074>
- Rodríguez Montufar, G. (2025). Manejo de conflictos como estrategia directiva para mejorar el clima organizacional en la educación superior. *Hitos de Ciencias Económico-Administrativas*, 31(91), 308–326. <https://doi.org/10.19136/hitos.a31n91.6387>
- Rodríguez Montufar, G., Gutiérrez Merino, N., Bautista Hernández, L. y Flores Rangel, M. T. (2023). Las habilidades directivas y su repercusión en el clima organizacional: Caso de estudio Instituto Tecnológico del Altiplano de Tlaxcala. *Revista RELAYN – Micro y Pequeña Empresa en Latinoamérica*, 7(2). <https://doi.org/10.46990/relayn.2023.7.2.1086>
- Rodríguez Montufar, G., Ortuño García, A. H., Garibay Armenta, S. F. y Franco Rodríguez, L. J. (2025a). Efecto de la formación de equipos en el clima organizacional en instituciones de educación superior: The effect of team building on organizational climate in higher educational institutes. *Revista RELAYN – Micro y Pequeña Empresa en Latinoamérica*, 9(2), 40–53. <https://doi.org/10.46990/relayn.2025.9.2.1791>
- Rodríguez Montufar, G., Ortuño García, A. H., Garibay Armenta, S. F., & Franco Rodríguez, L. J. (2025b). El liderazgo como factor determinante del clima organizacional en instituciones de educación superior tecnológica: Leadership as a determinant factor organizational climate in technological higher educational institutions. *Revista RELAYN – Micro y Pequeña Empresa en Latinoamérica*, 9(3), 7–21. <https://doi.org/10.46990/relayn.2025.9.3.2146>
- Roemer, E., Schuberth, F. y Henseler, J. (2021). HTMT2—An improved criterion for assessing discriminant validity in structural equation modeling. *Industrial Management & Data Systems*, 121(12), 2637–2650. <https://doi.org/10.1108/IMDS-02-2021-0082>
- Rosander, M., Blomberg, S. y Einarsen, S. V. (2025). Psychosocial safety and conflict management as resources for reducing workplace bullying of immigrants. *Group Processes & Intergroup Relations*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1177/13684302241264434>

- Rosander, M., Salin, D., Viita, L. y Blomberg, S. (2022). Workplace bullying and tiredness at work: A longitudinal twin study. *Journal of Occupational Health*, 64(1), e12327. <https://doi.org/10.1002/1348-9585.12327>
- Sarstedt, M., Ringle, C. M. y Hair, J. F. (2022). Progress in partial least squares structural equation modeling use in marketing research in the last decade. *International Journal of Research in Marketing*, 39(3), 650–665. <https://doi.org/10.1002/mar.21640>
- Schuberth, F. y Henseler, J. (2023). Structural parameters under partial least squares and covariance-based structural equation modeling: A comment on Yuan and Deng (2021). *Structural Equation Modeling*, 30(5), 803–811. <https://doi.org/10.1080/10705511.2022.2134140>
- Sun, W., Liu, X., Liu, Y., Ding, S., Jiang, Y. y Lv, Z. (2024). The relationship between school organizational climate and teachers' organizational citizenship behaviors: The mediating role of teaching efficacy and the moderating role of optimistic traits. *Behavioral Sciences*, 14(12), 1130. <https://doi.org/10.3390/bs14121130>
- Takagi, G., Shibata, M. y Nakagawa, Y. (2024). Association between support of basic psychological needs and stress response as mediated by motivation for solitude. *PLOS ONE*, 19(6), e0304846. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0304846>
- Trépanier, S.-G., Peterson, C., Gagné, M., Fernet, C., Levesque-Côté, J. y Howard, J. L. (2023). Revisiting the Multidimensional Work Motivation Scale (MWMS): A bifactor-ESEM perspective. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 32(2), 157–172. <https://doi.org/10.1080/1359432X.2022.2116315>
- Van den Broeck, A., Howard, J. L., Van Vaerenbergh, Y., Leroy, H. y Gagné, M. (2021). Beyond intrinsic and extrinsic motivation: A meta-analysis on self-determination theory's multidimensional conceptualization of work motivation. *Organizational Psychology Review*, 11(3), 240–273. <https://doi.org/10.1177/20413866211006173>
- Xia, W., Fan, Y., Bai, J., Zhang, Q. y Wen, Y. (2024). The relationship between organizational climate and job satisfaction of kindergarten teachers: A chain mediation model of occupational stress and emotional labor. *Frontiers in Psychology*, 15, 1373892. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1373892>
- Ye, L., Li, Y. y Zhang, N. (2025). The impact of autonomy-supportive organizational environments on employees' emotions and creative performance: A self-determination theory perspective. *PLOS ONE*, 20(5), e0322184. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0322184>
- Zahlquist, L., Hetland, J., Notelaers, G., Rosander, M. y Einarsen, S. V. (2023). The role of departmental hostile work climate in the relationships between job stressors and workplace bullying. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 20(5), 4464. <https://doi.org/10.3390/ijerph20054464>
- Zhao, X., Lynch, J. G., Jr. y Chen, Q. (2010). Reconsidering Baron and Kenny: Myths and truths about mediation analysis. *Journal of Consumer Research*, 37(2), 197–206. <https://doi.org/10.1086/651257>