

MEDICIÓN DEL CLIMA LABORAL: UNA PROPUESTA DE EVALUACIÓN PARA EL PSICÓLOGO PROFESIONAL EN EL ÁREA INDUSTRIAL-ORGANIZACIONAL

Measuring Organizational Climate: an evaluation proposal for psychologists in the industrial-organizational field

Diego Bernardo Chirio Aldazabal (Lima- Perú)*

Universidad Autónoma del Perú
<https://orcid.org/0000-0001-8244-6791>

Miguel Ángel Basauri Delgado (Lima- Perú)**

Universidad Autónoma del Perú
<https://orcid.org/0000-0002-9698-8089>

Amador Fernando Colonia Zevallos (Lima- Perú)***

Universidad Femenina del Sagrado Corazón
<https://orcid.org/0000-0002-6358-3552>

Fecha de recepción: 15 de marzo de 2022

Fecha de aceptación: 7 de abril de 2020

Resumen

El presente trabajo tiene por finalidad la construcción y revisión de las propiedades psicométricas de la Escala breve de clima laboral (EBCL); por ello, se diseñó un instrumento comprendido en su versión inicial por 15 ítems que contaron con una escala de respuesta tipo Lickert con 5 alternativas, de las cuales solo 13 ítems contaron con evidencia de validez basada en el contenido debido a una V de Aiken superior al .80, con probabilidad de significancia estadística ($p < .05$). La versión final se aplicó en dos grupos muestrales ($n_1 = 121$; $n_2 = 126$) de colaboradores del nivel operativo de dos empresas relacionadas con el rubro de venta de abarrotes de Lima Metropolitana. En la primera muestra, se revisó el análisis factorial exploratorio con una matriz de correlación de Pearson, que demostró la existencia de dos modelos bien definidos (modelo de dos factores oblicuos y modelo unidimensional), el primer factor explicó el 55.4% de la varianza acumulada y, el segundo, el 49.1%. El análisis factorial confirmatorio fue realizado con el segundo grupo muestral, de tal forma que se compararon los dos modelos mencionados con anterioridad y un modelo bifactor, y se identificó que los índices de bondad de ajuste no fueron satisfactorios y no se pudo confirmar ningún modelo que sea predominante; sin embargo, existe adecuada fiabilidad en la dimensión reacción-efecto del trabajador ($\alpha = .91$, $\omega = .90$) y factores de la empresa ($\alpha = .82$, $\omega = .86$); así como, para el modelo unidimensional ($\alpha = .92$, $\omega = .94$). Los resultados demuestran que la Escala EBCL cuenta con una adecuada evidencia de propiedades psicométricas.

Palabras clave: clima laboral, confiabilidad, operarios, validez.

Abstract

The purpose of this paper is to build and review the psychometric properties of the Brief Work Climate Scale (EBCL), therefore, an instrument comprised of 15 items in its initial version was designed, which had a Likert-type response scale with 5 alternatives, of which only 13 items had content-based validity evidence due to an Aiken's V greater than .80, with probability of statistical significance ($p < .05$). The final version was applied to two sample groups ($n_1 = 121$; $n_2 = 126$) of employees at the operational level of two companies related to the grocery sales sector in Metropolitan Lima. In the first sample, the exploratory factorial analysis was reviewed with a Pearson correlation matrix, demonstrating the existence of two well-defined models (two oblique factor model and one-dimensional model), the first factor explained 55.4% of the accumulated variance and the second 49.1%. Confirmatory factor analysis was performed with the second sample group, in such a way that the two models mentioned above and a bifactor model were compared, identifying that the goodness-of-fit indices were not satisfactory to confirm any predominant model; however, there is adequate reliability in the reaction-effect dimension of the worker ($\alpha = .91$, $\omega = .90$) and company factors ($\alpha = .82$, $\omega = .86$); as well as for the one-dimensional model ($\alpha = .92$, $\omega = .94$). The results show that the EBCL Scale has adequate evidence of psychometric properties.

Keywords: work environment, reliability, operators, validity.

* Psicólogo. dchirio@autonoma.edu.pe

** Psicólogo. miguelbasaurid@unife.edu.pe

*** Psicólogo. amadorcoloniaz@unife.edu.pe



Cualquier uso que se haga de este artículo debe incluir: Autor / Título original de la publicación / ISSN.

INTRODUCCIÓN

El clima laboral representa, en el ámbito organizacional, una de las etiquetas psicológicas más relevante, justamente por la relación que muestra con el desempeño de los trabajadores (Pilligua y Arteaga, 2019), de ahí su importancia, pues es el indicador del bienestar por parte de los trabajadores y una organización adecuada. La psicología industrial/organizacional I/O tendría, entre sus principales orígenes, en el contexto de la Primera y Segunda Guerras Mundiales, en aquellas funciones justamente vinculadas con el reclutamiento y selección de personal (Gómez, 2011). En términos de Aamodt (2010), la psicología industrial/organizacional constituye la aplicación de los principios y conocimiento de la ciencia psicológica a las organizaciones, tanto en la determinación de aquellas competencias necesarias para el cumplimiento de determinadas funciones, como en la mejora de estructura y cultura que permitan el mejoramiento de la motivación de los trabajadores.

La contribución del psicólogo especializado en el área industrial/ organizacional (I/O) se refleja en el aporte de diferentes alternativas de evaluación del clima laboral. El análisis teórico realizado por Olaz (2013) es relevante, pues habla de un progreso en las reflexiones sobre el concepto de clima laboral, que él entiende como un componente multivariable, que debe ser considerado como si fuera un proceso dinámico; mientras que, Pilligua y Arteaga (2019), reflexionarían sobre el papel que tiene en la producción y sus resultados en las organizaciones, a partir de lo cual, es posible plantear su importancia y la necesidad de reflexiones sobre su medición. También, puede ser visto como la percepción que tiene el trabajador o cliente interno sobre la organización y dinámica desarrollada en una institución (Ramos, 2012).

En un meta-análisis realizado por Orbegoso (2008), este reconoció que el clima laboral ha sido una variable muy investigada en Perú por diferentes carreras universitarias, en distintos grupos muestrales (trabajadores de empresas privadas, trabajadores de instituciones educativas y trabajadores del sector salud) y con múltiples términos (clima organizacional o del trabajo) y ha sido identificada con el método de la encuesta mediante escalas de medición psicológica; además, reportó que la forma más utilizada para medir

el clima laboral fue con la creación de encuestas propias (39.5%), seguido por el uso de la Escala de Clima Social Laboral (WES) de Moos y Trickett (1979) (20.9%) y la Escala de Clima Laboral (CL-SPC) de Palma (2004) (9.3%); sin embargo, señala como las menos utilizadas el Cuestionario de Clima Organizacional (OCQ) de Litwin y Stringer (1968) y la Escala de Clima Organizacional para escolares de Halpin y Croft (1963).

A nivel nacional, existen diversos instrumentos que cuentan con evidencia de las propiedades psicométricas, tal como la Escala de Clima Social Laboral (WES) de Moos y Trickett (1979) revisado por Chacón (2018) en trabajadores de una empresa pública del distrito de Comas, la cual fue reducida de 90 ítems con nueve dimensiones a 18 ítems, pero en su adaptación demostró valores de correlación ítem-test poco satisfactorios para cuatro ítems, también, recomendó la eliminación de un ítem más para optar con mejores índices de ajuste dentro del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) respecto al modelo de tres dimensiones (clima laboral, aspectos físicos y normatividad organizacional). Mamani (2019) investigó las propiedades psicométricas de la Escala de Clima Organizacional (EDCO) de Acero et al. (1999) en docentes de diferentes colegios de la provincia de Juliaca-Puno, y demostró mayor evidencia de validez y confiabilidad para el instrumento. Reconoció que, de los 40 ítems en su versión original, solo 18 de ellos contaron con valores aceptables para el análisis de validez por estructura interna, lo que altera el modelo original de ocho dimensiones, por otro de tres factores (relaciones interpersonales, sentido de pertenencia y valores colectivos) con la inclusión de otros ítems, según el criterio del investigador, los cuales explicaban el 48.3% de varianza acumulada.

Por otro lado, también existen otros instrumentos que han sido creados dentro de nuestro propio contexto con una adecuada evidencia de propiedades psicométricas, siendo el más reconocido la Escala de Clima Laboral (CL-SPC) de Palma (2004), revisado en una muestra de trabajadores de áreas de producción y servicios de empresas estatales y particulares, y constituido por 50 ítems distribuidos en cinco dimensiones (realización personal, involucramiento laboral, supervisión, comunicación y condiciones

laborales) que llegaron a explicar el 54.1% de la varianza acumulada y con una confiabilidad de .97. De forma más actual, fue revisado por Salazar y Serpa (2017) mediante el AFC y fiabilidad en un grupo de trabajadores del área administrativa de una universidad en Lima Metropolitana, y quedó constituido solo con 14 ítems debido a su inconsistencia conceptual respecto a una dimensión (realización personal) y por aspectos estadísticos de cada reactivo, llegando a estar conformado por cuatro dimensiones con mejores índices de ajuste y una adecuada fiabilidad por el coeficiente Omega (.94). Otro instrumento de medición es la Encuesta de Clima Organizacional (ECOP) elaborado por Pulido (2003), con 88 ítems (6 ítems de veracidad) y cuatro dimensiones en trabajadores de diferentes empresas, los cuales fueron revisados psicométricamente por Pulido (2014) en un grupo muestral de tres empresas de Lima, donde llegó a reducirlo a 78 ítems con un modelo de tres dimensiones (estrategia, diseño y sistemas de información) que explican el 53% de la varianza acumulada. Alarcón (2016) también construyó la Escala de Percepción del Clima Organizacional (BSAO) para trabajadores de hospitales públicos de Lima Norte, comprendido por nueve factores y 44 ítems que fueron validados por medio del análisis estructural que arrojó valores aceptables, junto con una confiabilidad que osciló entre los valores .59 a .68 para las dimensiones.

Por su parte, el Ministerio de Salud (MINSA, 2009) diseñó un instrumento para determinar el clima laboral mediante 55 ítems, los cuales fueron determinados mediante una validez basada en el contenido; mientras que, Zegarra y Arias (2015) revisaron la validez de la escala por medio del análisis estructural y redujeron los ítems a 47 con cinco dimensiones que cuentan con fiabilidad de .95. Consecuentemente, Becerra-Canales et al. (2020) demostraron las propiedades psicométricas del instrumento en trabajadores pertenecientes a la Dirección Regional de Salud (DIRIS) de Ica, donde encontraron evidencia de validez de contenido y la fiabilidad de forma satisfactoria (.88), pero al reportar evidencia de validez basada en la estructura interna, no lograron demostrar un modelo definido debido a la inconsistencia en sus valores, conformándose por 34 ítems (6 reactivos para determinar la sinceridad y 28 propios del constructo) que se representaban en 11 dimensiones con 4 subcategorías que explicaban el

70.4% de la varianza acumulada, las cuales estaban representadas por a) cultura de la organización, b) diseño organizacional y c) potencial humano.

La psicología como ciencia y profesión, actualmente tiene un desarrollo cada vez mayor, de esta forma, en el área especializada de psicología industrial / organizacional (I/O), donde la función de evaluación y predicción es de las más requeridas y, justamente por el cumplimiento del rol en el reclutamiento y selección del personal, es que el análisis y contribución sobre la naturaleza de los constructos medidos y su instrumentalización es relevante; asimismo, como parte de la evaluación del desempeño, el clima laboral (u organizacional) constituye una de las ECADs (etiqueta categorial arbitrariamente definida por criterio de delimitación adaptativa/inadaptativa) más importantes, pues está vinculado a una mayor productividad y bienestar del trabajador; sin embargo, cabe aclarar que no hay un claro consenso sobre la naturaleza de aquello a lo que se denomina como clima laboral, lo que se evidencia en las distintas propuestas para su medición.

A partir de lo previamente revisado, la propuesta de evaluación del presente trabajo considera que el clima laboral es el producto de la impresión del empleado con respecto a factores relevantes como la comunicación, cooperación y las condiciones apropiadas para el cumplimiento de sus funciones, lo que tiene un efecto de mayor productividad en él. Es por ello que se destacan dos componentes, aquellos vinculados con a) factores de la empresa y b) reacción-efecto en el trabajador. Razón por la cual el presente trabajo se centra en la construcción y revisión de las propiedades psicométricas de la Escala breve de clima laboral (EBCL).

MÉTODO

La investigación cuenta con un diseño instrumental debido a que se plantea, como principal objetivo, demostrar las propiedades psicométricas de un instrumento de medición (Ato et al., 2013).

Participantes

Se recogieron los datos en dos grupos muestrales de trabajadores del nivel operativo de dos empresas

relacionadas con el rubro de venta de abarrotes de Lima Metropolitana, los cuales estuvieron representados para el primer grupo por 121 trabajadores (51.2% mujeres y 48.8% varones), con edades entre los 17 a 59 años ($M = 30.3$ y $DE = 7.8$). Mientras que el segundo grupo estuvo conformado por 126 colaboradores (68.3% mujeres y 31.7% varones) entre los 18 a 51 años de edad ($M = 29.3$ y $DE = 7.0$). El proceso de recopilación de la información fue censal debido a que se recogió la información de todos los integrantes de la población (Sánchez et al., 2018).

Instrumento

Se elaboró la Escala Breve de Clima Laboral (EBCL) con la finalidad de poder determinar los niveles del clima laboral en un grupo de trabajadores de Lima Metropolitana. Para la creación de las preguntas, se revisó la literatura y la redacción de otros instrumentos que pretenden medir la variable (Moos y Trickett, 1979; Acero et al., 1999; Pulido, 2003; Palma, 2004; MINSA, 2009; Alarcón, 2016), con lo cual se pudo plasmar 15 preguntas en la versión preliminar del EBCL, que fue revisada bajo el criterio de 10 jueces expertos dentro del área de psicología organizacional y metodología de la investigación, quienes recomendaron reformular los ítems que no eran claros y eliminar algunos que no contribuían a reconocer, de forma satisfactoria, el constructo definido. Luego de la revisión de los expertos y las correcciones respectivas, el instrumento quedó constituido por 13 ítems que se distribuyen en dos dimensiones: "Factores de la empresa" con los ítems (1, 2, 3 y 4) y "Reacción-efecto en el trabajador" con los ítems (5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12 y 13). Su aplicación es de forma individual o colectiva, con un periodo de duración de 10 minutos aproximadamente. Respecto a la modalidad de respuesta, se utilizó una escala valorativa de 5 puntos o categorías, tal como refieren Hernández et al. (2000), para encontrar un mejor ajuste de parámetros (si es que lo presenta), dentro de los modelos con dos dimensiones a más, que ha alcanzado una puntuación mínima de 1 y una máxima de 60.

Una vez determinado el proceso de validación mediante el criterio de jueces expertos, se recopiló la información de dos grupos muestrales de trabajadores con la finalidad de identificar una mayor evidencia de validez basada en el contenido; así como también, una

validez basada en la estructura interna y fiabilidad por consistencia interna. Finalmente, se determinaron los datos normativos por medio de los baremos con dos puntos de corte (25 y 75), los cuales arrojaron una clasificación de: bajo ($P_c < 25$), medio ($P_c 25$ a 75) y alto ($P_c > 75$). Cabe resaltar que ningún encuestado fue retirado del estudio, por lo que el total de los datos fueron los evaluados.

Procedimiento

En un primer aspecto, para poder realizar la presente investigación, se solicitó los permisos respectivos con los directivos de las empresas. De forma paralela, se procedió a revisar la literatura y cuestionarios relacionados con el clima laboral (Moos y Trickett, 1979; Acero et al., 1999; Pulido, 2003; Palma, 2004; MINSA, 2009; Alarcón, 2016), que son la base para poder sustentar el modelo teórico, la definición conceptual y la conformación de las dimensiones, indicadores e ítems que constituyen el instrumento. Luego, resultó necesario poder demostrar la validez basada en el contenido siguiendo los postulados de Escobar-Pérez (2008), para la realización del juicio de expertos constituida por los siguientes pasos: a) definir el objetivo del juicio de expertos, b) selección de los jueces, c) especificación de las dimensiones, indicadores e ítems, d) determinar el objetivo del instrumento, e) diseñar los formatos para la consideración de los expertos, f) identificar la concordancia entre los jueces, por último, g) tomar decisiones. De tal forma que los resultados fueron procesados utilizando una hoja de cálculo de Excel para obtener el valor de la V de Aiken, con sus intervalos de confianza y la probabilidad de significancia estadística.

Posteriormente, mediante Google Forms, se introducen las preguntas a una encuesta virtual, junto con la solicitud del consentimiento informado, para respetar los lineamientos éticos establecidos por el Colegio de Psicólogos del Perú (2017). Una vez obtenido el hipervínculo de la encuesta virtual, se procedió a enviarla a un grupo de operarios de dos empresas de Lima Sur mediante el uso de la red social Whatsapp, de tal forma que no se considera a los que no completan el consentimiento informado o no deseen participar en el estudio.

Análisis de datos

Luego de culminar la evaluación, se procedió a descargar los resultados mediante una hoja de cálculo de Excel, donde se codificaron y organizaron las variables. Luego, se utilizó el programa de acceso libre R Studio v. 4.1.0. para realizar los análisis estadísticos (R Development Core Team, 2007).

Para la realización de los análisis, se contó con dos grupos muestrales, de tal manera que, en ambas muestras, se procedió a identificar por separado los valores descriptivos de cada ítem, reconociéndose aspectos como la media y desviación estándar, así como, la asimetría y curtosis que se encontraron dentro de los valores aceptables para una supuesta normalidad de los datos (± 1.5). Por otro lado, respecto a la correlación ítem-test, se evidencia la homogeneidad de los datos con puntuaciones mayores al .20 y la multicolinealidad con valores menores al .95, los cuales sirven para determinar que los ítems expliquen, de forma adecuada, el constructo a medir y que no se cuente con valores redundantes (Kline, 2011).

Una vez identificados los análisis descriptivos, se procedió a encontrar la estructura subyacente de los ítems mediante el Análisis Factorial Exploratorio (AFE), contando con un número muestral aceptable ($n = 121$) según las consideraciones de Lloret-Segura et al. (2014); asimismo, se calculó la matriz de correlación policóricas debido a que los ítems fueron considerados como numéricos (Cheng-Hsien, 2015; Rigo y Donolo, 2018). En base a ello, se demostraron los valores para el índice de KMO que debieron superar el .80 para ser satisfactorios y la prueba de esfericidad de Bartlett que debe arrojar un resultado con probabilidad de significancias estadística ($p < .05$); estos valores evidencian que la muestra analizada es aceptable para la realización del análisis factorial. Luego, para la selección de dimensiones, se utilizó el Análisis Paralelo (AP) basado en los componentes principales, junto con la identificación del gráfico de sedimentación. Para demostrar la estructura del modelo, se contó con un método de mínimos cuadrados no ponderados (ULS) y una rotación oblicua Oblimin, donde se evidenció que las cargas factoriales debían contar con valores superiores al .30 (Tabachnick y Fidell, 2007), junto con una varianza explicada (VE) para cada modelo independiente y una varianza acumulada (VEA) para

el modelo general. De forma semejante, por medio del mismo método de estimación y sin una rotación específica, se evidenció las cargas factoriales para el modelo unidimensional debido a una alta correlación interfactorial en el modelo oblicuo, donde también se llegó a reconocer que las cargas factoriales para todos los ítems fueron aceptables.

Con el segundo grupo de evaluados ($n = 126$), se procedió a realizar el Análisis Factorial Confirmatorio con la finalidad de reconocer cuál era el mejor modelo con el que contaba el instrumento. Para ello, se utilizó un estimador de Máxima Verosimilitud Robusto (MLR) debido a que los datos analizados se determinan como variables continuas, con cierta tendencia de normalidad univariante, mas no en la normalidad multivariante. Los modelos que fueron puesto a prueba fueron: modelo de dos factores correlacionados (M1), modelo unidimensional (M2) y modelo bifactor de dos factores (M3); todos ellos bajo los siguientes índices de bondad de ajuste: Chi-cuadrado (X^2) y grados de libertad (gl), la división del chi-cuadrado y los grados de libertad (X^2/gl) que debe de contar con un valor que no exceda de 2.0 para determinar un buen ajuste (Ruiz et al., 2010). Asimismo, se presentó el índice de ajuste comparativo ($CFI > .95$), el índice no normalizado de ajuste ($NNFI > .95$), el error cuadrático medio de aproximación ($RMSEA < .08$), la raíz residual estandarizada cuadrática media ($SRMR < .05$); de forma semejante; para determinar qué modelo cuenta con mejor parsimonia, fueron reportados los valores para el criterio de Akaike (AIC) y el criterio de información bayesiano (BIC) según los criterios de Escobedo et al. (2016).

La confiabilidad basada en la consistencia interna de los ítems fue reportada por medio del alfa de Cronbach (α), determinada mediante el modelo del AFE, y fue considerado para el modelo de dos dimensiones, así como el modelo unidimensional, donde se consideraron las puntuaciones que superan el valor de .80. De manera semejante, luego de obtener las cargas factoriales por medio del AFC, se calculó el valor del Omega de McDonald (ω) para el modelo de dos dimensiones y el modelo unidimensional.

Para finalizar, se procedió a demostrar la normatividad de los datos mediante una tabla

percentilar para las dos muestras analizadas, utilizando como puntos de corte el percentil 25 y 75 para contar con una categorización de bajo ($P_c < 25$), medio (P_c 25 a 75) y alto ($P_c > 75$).

RESULTADOS

Validez de contenido

En una versión preliminar, se elaboró un listado de 15 preguntas que buscó evaluar el clima laboral, para lo cual fue sometido al criterio de diez jueces expertos

que contribuyeron con demostrar la pertinencia, representatividad y claridad de los ítems, obteniéndose valores de V de Aiken superiores al .80 para 13 ítems, los cuales demuestran una adecuada concordancia entre jueces (Hyrkas et al., 2002). Asimismo, fueron reportados los intervalos de confianza al 95% de probabilidad para representar el verdadero valor de la V de Aiken, mediante su límite inferior y superior (Merino y Livia, 2009). En cuanto a la probabilidad de significancia estadística, se identificó valores aceptables ($p < .05$) que contribuyen a demostrar la validez de contenido del ítem (Escrura, 1988).

Tabla 1

Validez de contenido mediante jueces expertos del CBCL

Ítems	J1	J2	J3	J4	J5	J6	J7	J8	J9	J10	V [IC 95%]	p
Ítem 1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.00 [0.72, 1.00]	0.001
Ítem 2	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	0.90 [0.60, .98]	0.001
Ítem 3	1	1	1	0	1	1	1	1	1	1	0.90 [0.60, .98]	0.001
Ítem 4	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0.90 [0.60, .98]	0.001
Ítem 5	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.00 [0.72, 1.00]	0.001
Ítem 6	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1	0.90 [0.60, .98]	0.001
Ítem 7	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.00 [0.72, 1.00]	0.001
Ítem 8	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.00 [0.72, 1.00]	0.001
Ítem 9	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.00 [0.72, 1.00]	0.001
Ítem 10	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	0.90 [0.60, .98]	0.001
Ítem 11	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1	0.90 [0.60, .98]	0.001
Ítem 12	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.00 [0.72, 1.00]	0.001
Ítem 13	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.00 [0.72, 1.00]	0.001

Nota: J = juez, V = V de Aiken, IC = intervalos de confianza, p = significancia estadística

Análisis descriptivo

Respecto al análisis de los estadísticos descriptivos, se puede reconocer el valor de la media y desviación estándar de los ítems, así también, se reconoce que la asimetría y curtosis se encuentran dentro de los límites de ± 1.5 demostrando una adecuada dispersión

para la normalidad univariada (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010). Para el análisis de la homogeneidad y multicolinealidad, se identificó una relación ítem-test mayor al .20 y menor al .95 (Kline, 2011). Motivo por el cual no se procedió a retirar ningún ítem dentro del presente procedimiento.

Tabla 2*Matriz de correlación de Pearson y análisis descriptivos del CBCL*

Ítems	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1	1.00												
2	0.41	1.00											
3	0.35	0.67	1.00										
4	0.44	0.60	0.72	1.00									
5	0.34	0.45	0.50	0.60	1.00								
6	0.28	0.27	0.39	0.43	0.31	1.00							
7	0.32	0.47	0.57	0.48	0.61	0.44	1.00						
8	0.41	0.51	0.47	0.58	0.61	0.45	0.60	1.00					
9	0.23	0.44	0.44	0.47	0.54	0.34	0.71	0.64	1.00				
10	0.26	0.39	0.33	0.39	0.53	0.39	0.56	0.68	0.54	1.00			
11	0.42	0.56	0.46	0.50	0.54	0.34	0.62	0.64	0.62	0.57	1.00		
12	0.30	0.36	0.41	0.46	0.52	0.28	0.53	0.54	0.44	0.42	0.46	1.00	
13	0.35	0.44	0.43	0.59	0.59	0.35	0.56	0.66	0.61	0.53	0.60	0.63	1.00
M	3.60	3.47	3.53	3.27	3.55	3.42	3.67	3.54	3.48	3.12	3.51	3.50	3.45
DE	0.87	0.79	0.87	0.90	0.91	1.01	0.92	0.95	1.03	1.12	0.95	0.98	1.06
g1	-0.40	-0.21	-0.47	-0.29	-0.52	-0.52	-0.6	-0.42	-0.69	-0.40	-0.41	-0.53	-0.53
g2	0.12	0.02	0.420	-0.39	-0.15	-0.12	0.34	-0.15	0.16	-0.52	-0.19	0.22	-0.23
IHC	0.46	0.63	0.65	0.72	0.71	0.48	0.76	0.80	0.70	0.65	0.73	0.61	0.74

Nota: M = media, DE = desviación estándar, g1 = asimetría, g2 = curtosis, IHC = índice de homogeneidad corregido.

Análisis Factorial Exploratorio (AFE)

Para demostrar evidencia de la validez basada en el constructo, se realizó el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) puesto que se buscó identificar el número de dimensiones y de los ítems que lo constituyen, siendo necesario al no contar con un modelo específico o estudios previos (Izquierdo et al., 2014). Para dicho análisis, se utilizó un método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados (ULS) y una rotación Oblimin debido a la correlación entre los factores (.685), con la cual se permitió reconocer el valor del KMO (.910) y un Test de esfericidad de Bartlett significativo ($X^2 = 905.864$, $gl = 78$, $p < .05$), los cuales confirman una adecuada aplicación del análisis factorial en la muestra recolectada. Para poder reconocer el número de dimensiones, se utilizó el Análisis Paralelo (AP) donde se identificó la agrupación de un modelo de 2 dimensiones, los cuales también fueron contrastados con el gráfico

de sedimentación que demuestra una caída a partir del segundo factor. Luego, se planteó un análisis de la varianza total para el constructo y se reconoció que las dos dimensiones explican un 55.4% de la varianza acumulada (VEA). Además, el primer factor denominado “reacción-efecto del trabajador” cuenta con 9 ítems y una varianza de 36.7%, mientras que la segunda dimensión, con 4 ítems denominada “factores de la empresa” explica el 18.7% de la varianza. Para estas dos dimensiones, las cargas factoriales oscilaron entre .334 a .908, las cuales fueron aceptables debido a un valor superior al .30 (Tabachnick y Fidell, 2007). Por otro lado, la comunalidad fue superior al .40 para la mayoría de ítems a excepción del ítem 1 y 6 que cuentan con valores inferiores.

Debido a una alta correlación interfactorial en el modelo de dos factores (.942), se procedió a determinar la estructura del modelo unifactorial y se

llegó a identificar una varianza explicada del 49.1%, con cargas factoriales entre .480 a .825 y valores para

las comunalidades superiores al .40 a excepción del ítem 1 y 6.

Tabla 3

Cargas factoriales para el modelo de dos factores y un factor del CBCL

Ítems	Dos factores			Un factor	
	Rt	Fe	h2	Un	h2
Ítem 1	.164	.377	.255*	.480	.230*
Ítem 2	.110	.666	.558	.664	.441
Ítem 3	-.063	.908	.749	.684	.468
Ítem 4	.122	.756	.714	.746	.557
Ítem 5	.594	.193	.550	.744	.554
Ítem 6	.334	.205	.249*	.501	.251*
Ítem 7	.717	.102	.626	.784	.615
Ítem 8	.823	.033	.716	.825	.681
Ítem 9	.816	-.060	.601	.736	.542
Ítem 10	.845	-.161	.550	.676	.456
Ítem 11	.689	.111	.593	.765	.585
Ítem 12	.582	.089	.418	.642	.413
Ítem 13	.751	.049	.617	.771	.594
% de Varianza	36.7%	18.7%	55.4%	49.1%	-
α	.91	.82	-	.92	-
ω_a	.90	.86	-	.94	-

Nota: Rt = Dimensión reacción-efecto del trabajador, Fe = Dimensión factores de la empresa, h2 = comunalidades, Un = Factor unidimensional, * = ítem recomendable a eliminar por valores menores a .30, α = coeficiente alfa de Cronbach, ω_a = omega determinado con saturaciones del AFC.

Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)

Con la finalidad de corroborar la existencia de un mejor modelo para el EBCL, en la segunda muestra analizada, se realizó el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) utilizando un estimador robusto de Máxima verosimilitud (MLR) debido a la tendencia de normalidad entre los ítems, así como la consideración de variables continuas (Cheng-Hsien, 2015; Rigo y Donolo, 2018). En dicho análisis, se

presentaron tres modelos: el primero se comprende por dos factores correlacionados u oblicuos (M1), el segundo, por un modelo unidimensional (M2) y para el tercero se evalúa el modelo bifactor de dos factores (M3), entre los cuales se identifica que el modelo de dos factores oblicuos presentó valores más altos ($X^2/ gl = 3.92$, CFI = .805, NNFI = .762, RMSEA = .152 [.134, .171], SRMR = .073); sin embargo, ningún modelo llegó a contar con índices de ajuste aceptables.

Tabla 4*Análisis factorial confirmatorio de los diferentes modelos del EBCL*

Modelos	X ² (gl)	X ² /gl	CFI	NNFI	RMSEA	SRMR	AIC	BIC
M1	250.997 ₍₆₄₎	3.92	.805	.762	.152 [.134, .171]	.073	3657.055	3733.634
M2	251.876 ₍₆₅₎	3.88	.779	.735	.151 [.133, .169]	.074	3663.952	3737.695
M3	240.255 ₍₅₂₎	4.62	.777	.665	.170 [.147, .192]	.060	3613.247	3723.862

Confiabilidad

La confiabilidad se demostró por consistencia interna mediante el coeficiente alfa de Cronbach, que arrojó un valor de .91 para el factor reacción-efecto del trabajador y un .82 para la dimensión factores de la empresa, mientras que para el factor global (o el modelo unidimensional), arrojó un valor de .92. Además, mediante el coeficiente omega de McDonald realizado con las cargas factoriales encontradas en el AFC para cada modelo, se identificó valores para el primer factor de .90 y, de .86, para el segundo; sin embargo, para el modelo unifactorial, alcanzó un valor

de .94. Se visualiza que el coeficiente de confiabilidad alcanza una categorización de adecuado debido a que todos los valores superan el .80 (Campo y Oviedo, 2008; DeVellis, 2012).

Baremación

Para poder conseguir una clasificación en el EBCL, fueron diseñados los baremos en función a una tabla de percentiles contando con los puntos de corte en el percentil 25 y 75, entre los cuales se llegaron a clasificar las siguientes categorías: alto (Pc < 25), medio (Pc 25 a 75) y bajo (Pc > 75).

Tabla 5*Baremación del EBCL*

Percentiles	Fe (n1)	Rt (n1)	Pd (n1)	Pd (n2)	Categoría
5	9	18	27	27	Bajo
10	10	22	33	35	
15	12	24	36	38	
20	12	25	38	39	
25	12	27	39	40	
30	12	27	40	42	Medio
35	13	29	41	44	
40	13	30	43	45	
45	14	31	45	47	
50	14	32	46	49	
55	14	33	47	50	Alto
60	15	34	49	52	
65	15	35	49	52	
70	16	35	50	53	
75	16	36	52	54	
80	16	37	52	55	Alto
85	16	38	55	57	
90	17	39	57	59	
95	19	43	58	61	

Nota: *Rt* = Dimensión reacción-efecto del trabajador, *Fe* = Dimensión factores de la empresa, *Pd* = puntaje directo, *n1* = 121 evaluados, *n2* = 126 evaluados

DISCUSIONES Y CONCLUSIONES

La investigación tuvo por finalidad la construcción y revisión de las propiedades psicométricas de la Escala breve de clima laboral (EBCL), que se utiliza para proporcionar una alternativa breve para su medición en el desempeño del psicólogo especializado en el área industrial / organizacional.

Es por ello que originalmente se creó un listado de 15 preguntas elaboradas mediante la revisión de diferentes instrumentos psicológicos previamente existentes y se analizó la redacción de sus ítems y los planteamientos conceptuales (Moos y Trickett, 1979; Acero et al., 1999; Pulido, 2003; Palma, 2004; MINSA, 2009; Alarcón, 2016). Se contribuyó con lo identificado por Orbegoso (2008), quien demostró que la forma más frecuente para poder determinar el clima laboral en el Perú, fue con la creación de instrumentos de elaboración propia que cuenten con evidencia de sus propiedades psicométricas.

La EBCL se encuentra constituida por dos dimensiones: 1) Factores de la empresa y 2) reacción-efecto en el trabajador, las cuales pretenden englobar los factores detonantes que caracterizan la percepción del funcionamiento de la organización, lo que, en caso de brindar al trabajador mayores posibilidades para cumplir sus funciones y sentirse estable, pueda mantener un desempeño óptimo. Con el primer factor, se identifican eventos experimentados dentro de la empresa u organización que influyen en la percepción de bienestar, tal como plantean Moos y Trickett (1979) al considerar las dimensiones de clima laboral propiamente dicho y normatividad organizacional, lo que es aceptado por Chacón (2018) en una revisión factorial; así mismo, Mamani (2019) y Acero et al. (1999) consideran, como una dimensión importante, los valores colectivos instaurados dentro del ambiente de trabajo, lo que llega a representarse por los factores de la empresa, además, Palma (2004) señala a las condiciones laborales y la supervisión como elementos que explican el clima laboral. Por lo mencionado, se consideró englobar dichas dimensiones y sus características bajo la denominación factores de la empresa para la medición en un instrumento breve del clima laboral.

La segunda dimensión propuesta fue la reacción-efecto en el trabajador, que hace referencia a las posibles reacciones autonómico-emocionales, motor-sociales y cognitivas que llegan a experimentar los trabajadores como efecto de situaciones laborales o personales y que influyen en el clima laboral. Lo explicado anteriormente mantiene similitud con lo planteado por Moos y Trickett (1979) quienes consideran una dimensión como aspectos físicos del trabajador, para hacer referencia a las condiciones de la persona que están afectando la percepción de su ambiente laboral. De forma semejante, Acero et al. (1999) señalan a las relaciones interpersonales y el sentido de pertenencia como dos dimensiones del clima laboral; mientras que Palma (2004) considera la realización personal y la comunicación con sus compañeros y directivos como algunas de las dimensiones propuestas en su modelo. Por su parte, Becerra-Canales et al. (2020) identifican por medio de un análisis estadístico una estructura que contiene el factor aspectos relacionados con el potencial humano como una adecuada medida válida para una escala elaborada por el MINSA (2009). Esta amplia variedad de dimensiones se puede caracterizar como la reacción o efecto que percibe el trabajador de los eventos relacionados con la dinámica laboral y sus características personales.

La elaboración del instrumento cumplió con los criterios de validez y se basó en el contenido para pasar la revisión de los 10 jueces expertos con orientación en la psicología organizacional y en aspectos de metodología de la investigación, bajo las recomendaciones de Escobar-Pérez (2008) paso a paso, desde el hecho de especificar el objetivo del estudio a los jueces expertos, hasta tomar las decisiones respecto a sus consideraciones finales. En base a dichos resultados, se pudo eliminar 2 ítems que no cumplieron con los criterios de concordancia para la V de Aiken (Hyrkas et al., 2002) y la versión final del instrumento quedó constituida por 13 ítems, acompañados por sus intervalos de confianza (Merino y Livia, 2009) y la probabilidad de significancia estadística, que también ayuda a demostrar la validez de cada ítem, según lo postulado por Escurra (1988).

Una vez constituidos los ítems del cuestionario, este fue aplicado en el primer grupo muestral para poder reconocer el número de dimensiones y los ítems

que las constituyan mediante el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) tal como señala Izquierdo et al. (2014). Previo a dicho análisis, los datos descriptivos de cada ítem fueron identificados y reportaron valores como la media y desviación estándar; asimismo, la asimetría y curtosis que determinaron una tendencia a la normalidad univariada debido a valores cercanos al ± 1.5 (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010); mientras que los resultados de la correlación ítem-test se acercaron a los postulados de Kline (2011) para contar con una adecuada homogeneidad ($IHC < .20$) y multicolinealidad ($IHC > .95$).

Luego, se reconoce que las cargas factoriales examinadas por medio AFE se agruparon de forma adecuada para el modelo teórico, que demuestra, por medio del análisis paralelo y el gráfico de sedimentación, la existencia de dos factores que explican un 55.4% de la varianza acumulada y con una distribución de forma parsimoniosa para cada ítem, tal como sugiere Ferrando y Anguiano-Carrasco (2010) para considerar un modelo adecuado. Mientras que otros autores consideran que la variable clima laboral está conformado por un mayor número de dimensiones (Moos y Trickett, 1979; Acero et al., 1999; Palma, 2004, Pulido, 2003, 2014; Zegarra y Arias, 2015; Alarcón, 2016), a excepción de algunas revisiones psicométricas que optan por reducir los ítems para poder contar con mejores resultados (Salazar y Serpa, 2017), sin tomar en cuenta que llegan a alterar el modelo teórico planteado por el autor original; sin embargo, debido a una alta correlación entre los dos factores del EBCL (.942) y porque el primer factor explicó una varianza superior al 30% es que se procedió a evaluar un modelo unidimensional (Burga-León, 2006), notándose que, en diferentes instrumentos utilizados a nivel nacional, no existe una medida breve del clima laboral basada en un modelo unidimensional (Orbegoso, 2008; Chacón, 2018; Mamani, 2019; Salazar y Serpa, 2017; MINSAs, 2009). Dentro del presente modelo, se encontraron cargas factoriales también aceptables debido a que fueron superiores al .30 (Tabachnick y Fidell, 2007) y con una varianza explicada del 49.1%. Cabe resaltar que un indicador importante encontrado fueron los valores de las comunalidades para cada modelo (uno de dos factores oblicuos y otro de forma unidimensional), los cuales reportaron valores menores al .40 para dos

ítems (ítem 1 y 6) que demuestran que estos pueden ser eliminados o modificados en su redacción para explicar en mayor medida la varianza compartida con otras variables de análisis (Méndez y Rondón, 2012). Sin embargo, en el presente estudio no se optó por eliminarlos debido a que dichos ítems explican, de forma teórica, el constructo evaluado y cuentan con valores aceptables para otros criterios ya mencionados.

Al notar la presencia de dos modelos bien definidos, se demostró el AFC mediante el método de máxima verosimilitud robusto (MLR) con el cual se compararon tres modelos, el primero fue el modelo de dos dimensiones oblicuas (M1), el segundo fue el modelo unidimensional (M2) y el tercero, que surgió en base a la idea de poder contar con un factor general que explican las dos dimensiones, fue el modelo bifactor (M3). De todos ellos, ninguno contó con índices de ajuste aceptables, pero al compararlos se reconoce que el modelo de dos factores fue el más cercano a los índices aceptables ($X^2/df = 3.92$, CFI = .805, NNFI = .762, RMSEA = .152, SRMR = .073). Estos resultados pueden ser explicados debido a que para el estimador utilizado se requiere un tamaño de muestra mucho más amplio ($n > 200$) con el cual se van a demostrar valores sin distorsiones (Hoffman et al., 2013). A pesar de ello, en diferentes revisiones psicométricas de otros instrumentos para reconocer el clima laboral, no se ha utilizado un análisis confirmatorio para poder reconocer la adecuación de los modelos examinados (Pulido, 2014; Alarcón, 2018; Zegarra y Arias, 2015).

La confiabilidad fue demostrada mediante el coeficiente alfa de Cronbach (α) con valores superiores al .80 para la dimensión reacción-efecto del trabajador y factores de la empresa (.91 y .82); mientras que, para el modelo unidimensional, el valor del alfa fue de .92. Por otro lado, la confiabilidad mediante el coeficiente omega de McDonald (ω) fue determinada con las cargas factoriales obtenidas en el AFC en una matriz de correlación de Pearson por la particularidad de los ítems, tal como recomendaron Ventura-León y Caycho-Rodríguez (2017), donde se obtuvo valores de .90 y .86 para ambas dimensiones; sin embargo, para el modelo unifactorial, se reconoció un valor de .94. Cabe resaltar que dichos resultados son considerados como adecuados debido a que superan el valor de .70 (Campo y Oviedo, 2008), siendo inclusive aceptable valores superiores al .65 (Katz, 2006).

Finalmente, se demuestra la baremación del instrumento para los dos grupos muestrales, de tal forma que, por medio de una tabla percentilar de los puntajes directos y utilizando los puntos de corte en 25 y 75, se llegó a determinar tres categorías: bajo, medio y alto, las que sirven como referencia a otros investigadores que pretendan demostrar los niveles u otros aspectos del clima laboral; además, se presentó la baremación de cada dimensión con respecto a la primera muestra, utilizando los mismos puntos de corte y categorías.

Una de las limitaciones con el que cuenta la presente investigación es la posibilidad de generatividad de los resultados que solo son representados para el grupo de evaluados en las dos empresas de Lima Metropolitana; sin embargo, se reconoce que el análisis factorial confirmatorio no cumple con una población idónea para su identificación debido a que se contó con una muestra pequeña que implicaría resultados poco determinantes.

Como una de las recomendaciones, se orienta a nuevos investigadores a realizar estudios donde se revisen las propiedades psicométricas del instrumento, en especial, la validez basada en la estructura interna por medio del análisis factorial confirmatorio en otras muestras, con la finalidad de que se pueda mantener una unanimidad respecto al modelo determinado, bien sea mediante los dos factores relacionados, un modelo unidimensional o bifactor. Además, se recomienda revisar de forma previa el análisis descriptivo de los ítems, antes de procesarlos en los análisis de validez y confiabilidad, puesto que pueden existir ítems que no cumplan con los criterios establecidos para explicar bien el constructo.

REFERENCIAS

- Aamodt, M. (2010). *Psicología industrial/organizacional: un enfoque aplicado* (6ta edición). Mexico, D.F.: Cengage Learning Editores, S.A.
- Acero, Y., Echeverri, M., Lizarazo, S., Quevedo, A. y Sanabria, B. (1999). *Escala de clima organizacional (EDCO)*. Fundación Universitaria Konrad Lorenz. <https://bit.ly/3tkwFnJ>
- Alarcón, B. (2016). *Diseño y elaboración de una escala de clima organizacional para trabajadores de un hospital público del cono norte* [Tesis de pregrado, Universidad César Vallejo]. Repositorio Institucional UCV. <https://bit.ly/3hnj7Cp>
- Ato, M., López, J. y Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Becerra-Canales, B., Solari-Bonifacio, C. y Becerra-Huamán, D. (2020). Análisis psicométrico del instrumento de clima organizacional para el personal del ministerio de salud del Perú. *Revista Médica PANACEA*, 9(2), 74-81. <https://doi.org/10.35563/rmp.v9i2.324>
- Burga-León, A. (2006). La unidimensionalidad de un instrumento de medición: perspectiva factorial. *Revista de Psicología*, 24(1), 53-80. <https://bit.ly/3ppSm4z>
- Campo, A. y Oviedo, H. (2008). Propiedades Psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839. <https://bit.ly/3Iz6ujm>
- Chacón, G. (2018). *Propiedades psicométricas de la Escala de clima social laboral WES en trabajadores de una empresa pública en Comas, 2018* [Tesis de pregrado, Universidad César Vallejo]. Repositorio Institucional Universidad César Vallejo. <https://bit.ly/33Zv4ei>
- Cheng-Hsien, L. (2015). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936-949. <https://doi.10.3758/s13428-015-0619-7>
- Colegio de Psicólogos del Perú (2017). *Código de ética y deontología*. Colegio de Psicólogos del Perú. <https://bit.ly/3M7155o>
- DeVellis, R. (2012). *Scale development, theory and applications*. SAGE
- Escobar-Pérez, J. (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: una aproximación a su utilización. *Avances en Medición*, 6(1), 27-36. <https://bit.ly/3C2QBIE>

- Escobedo, M., Hernández, J., Estebané, V. y Martínez, G. (2016). Modelos de ecuaciones estructurales: Características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia y Trabajo*, 18(55), 16-22. <https://bit.ly/3HzVdhn>
- Escurra, L. (1988). Cuantificación de la validez de contenido por criterio de jueces. *Revista de Psicología*, 6(2), 103-111. <https://bit.ly/3tkAMA2>
- Ferrando, P. y Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. <https://bit.ly/3IxLedM>
- Gómez, L. (2011). *Módulo de Psicología Organizacional*. Bogotá: Universidad Nacional Abierta y a Distancia – UNAD.
- Halpin, A. y Croft, D. (1963). *The organizational climate of schools*. University Press.
- Hernández, A., Muñiz, J. y García, E. (2000). Comportamiento del modelo de respuesta graduada en función del número de categorías de la escala. *Psicothema*, 12(2), 288-291. <https://bit.ly/3C1vQEe>
- Hoffmann, A., Stover, J., de la Iglesia, G. y Fernández, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 7(2), 151-164. <https://bit.ly/3HzVfvp>
- Hyrkas, K., Appelqvist-Schmidlechner, K. y Oksa, L. (2002). Validating an instrument for clinical supervision using an expert panel. *International Journal of Nursing Studie*, 40(1), 619-625. [https://doi.org/10.1016/S0020-7489\(03\)00036-1](https://doi.org/10.1016/S0020-7489(03)00036-1)
- Izquierdo, I., Olea, J. y Abad, F. (2014). Exploratory factor analysis in validation studies: Uses and recommendations. *Psicothema*, 26(3), 395-400. <https://doi.10.7334/psicothema2013.349>
- Katz, M. (2006). *Multivariable analysis* (2ª ed). Cambridge University Press.
- Kline, R. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3ª ed.). Guilford Press.
- Litwin, G. y Stringer, R. (1968). *Motivation and organizational climate*. Harvard University.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://www.redalyc.org/pdf/167/16731690031.pdf>
- Mamani, M. (2019). *Propiedades psicométricas de la Escala de clima organizacional (EDCO) en docentes de instituciones educativas en Juliaca* [Tesis de pregrado, Universidad Peruana Unión]. Repositorio Institucional UPEU. <https://bit.ly/343D91G>
- Méndez, C. y Rondón, M. (2012). Introducción al análisis factorial exploratorio. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 41(1), 197-207. <https://bit.ly/3ppSAZt>
- Merino, C. y Livia, J. (2009). Intervalos de confianza asimétricos para el índice la validez de contenido: Un programa Visual Basic para la V de Aiken. *Anales de Psicología*, 25(1), 169-171. <https://bit.ly/3MdXbHR>
- Ministerio de Salud (MINSA, 2009). *Metodología para el estudio del clima organizacional*. Documento Técnico. MINSA. <https://www.gob.pe/institucion/minsa/informes-publicaciones/322078-metodologia-para-el-estudio-del-clima-organizacional-documento-tecnico-rm-n-0623-2008-minsa?msclid=4eb7acfd0bd11ec8c5bf84df072d885>
- Moos, R. y Trickett, E. (1979). *Escalas de clima social: familia, trabajo, instituciones penitenciarias, centro escolar*. TEA Ediciones.
- Olaz, A. (2013). El clima laboral en cuestión. Revisión bibliográfico-descriptiva y aproximación a un modelo explicativo multivariable. *APOSTA revista de ciencias sociales*, (56), 1-35. <https://bit.ly/3qL87n9>
- Orbegoso, A. (2008). Meta-análisis de investigaciones sobre clima organizacional en el Perú. *Revista de Psicología*, 10(1), 137-147. <https://bit.ly/35mRbMi>
- Palma, S. (2004). *Escala clima laboral CL-SPC* (1ª ed.). Palma.

- Pilligua, C. y Arteaga, F. (2019). El clima laboral como factor clave en el rendimiento productivo de las empresas. Estudio de caso: Hardepex Cia. Ltda. *Cuadernos Latinoamericanos de Administración*, 15(28), 2-25. <https://bit.ly/3iO7rcn>
- Pulido, C. (2003). *Clima organizacional, una medida del éxito*. Athanor.
- Pulido, C. (2014). Validación de la encuesta de clima organizacional de Pulido en colaboradores de tres empresas de Lima Metropolitana. *Revista Psicológica Herediana*, 9(2), 24-33. <https://doi.org/10.20453/rph.v9i1-2.3003>
- R Development Core Team (2007). *R: A language and environment for statistical computing*. [software de cómputo]. R Foundation for Statistical Computing Disponible
- Ramos, D. (2012). *El clima organizacional, definición, teoría, dimensiones y modelos de abordaje*. <https://bit.ly/38veSU6>
- Rigo, D. y Donolo, D. (2018). Modelos de ecuaciones estructurales usos en investigación psicológica y educativa. *Interamerican Journal of Psychology (IJP)*, 52(3), 345-357. <https://bit.ly/3C9achu>
- Ruiz, M., Pardo, A. y San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles de Psicología*, 31(1), 33-45. <https://bit.ly/3htcJcS>
- Salazar, C. y Serpa, A. (2017). Análisis confirmatorio y coeficiente Omega como propiedades psicométricas del instrumento Clima Laboral de Sonia Palma. *Revista de Investigación en Psicología*, 20(2), 377-388. <https://bit.ly/3tkpOuf>
- Sánchez, H., Reyes, C. y Mejía, K. (2018). *Manual de términos en investigación científica, tecnológica y humanística*. Universidad Ricardo Palma.
- Tabachnick, B. y Fidell, L. (2007). *Using multivariate statistics*. Pearson/Allyn & Bacon.
- Ventura-León, J. y Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente omega: Un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627. <https://bit.ly/35BBjFu>
- Zegarra, J. y Arias, W. (2015). Análisis psicométrico del Cuestionario de clima organizacional para personal de salud del MINSA Arequipa, Perú. *Revista Cubana de Salud y Trabajo*, 17(3), 7-13. <https://bit.ly/3IAYM8v>