

Propiedades psicométricas de la Escala de Niveles y Condiciones de Aprendizaje Organizacional (ENCAO) en trabajadores de una empresa privada peruana

Gloria Suárez Mora; Alessandra Fazio Zegarra; Eduardo Manzanares Medina

How to cite this article:

Suárez, G., Fazio, A., & Manzanares, E. (2019). Psychometric Properties of the Organizational-Learning Levels and Conditions Scale (ENCAO) in Employees of a Peruvian Private Company. *Acta Colombiana de Psicología*, 22(2), 319-330. doi: <http://www.doi.org/10.14718/ACP.2019.22.2.15>

Recibido, julio 10/2017; Concepto de evaluación, octubre 9/2017; Aceptado, febrero 13/2018

Gloria Suárez Mora

Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas, Lima, Perú
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9338-5477>

Alessandra Fazio Zegarra

Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas, Lima, Perú
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7617-570X>

Eduardo Manzanares Medina*

Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas, Lima, Perú
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3377-311X>

Resumen

El objetivo del presente estudio fue analizar las propiedades psicométricas (evidencias de validez y confiabilidad) de la ENCAO en trabajadores de una empresa privada del sector de hidrocarburos en Lima Metropolitana. Para esto, se evaluó a una muestra de 384 participantes, 64 % mujeres y 36 % hombres, con edades entre los 19 y los 56 años ($M=29.57$ años, $DE=7.33$). Como evidencias de validez de la estructura interna del instrumento, se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) y un análisis factorial confirmatorio (AFC), donde se encontró una estructura de cuatro factores relacionados (*formación y cultura organizacional, aprendizaje social, aprendizaje grupal y aprendizaje estratégico individual*) con los 21 ítems de la escala, los cuales explicaron el 60.33 % de la varianza total y obtuvieron adecuados índices de bondad de ajuste ($\chi^2=371.66$; $\chi^2/df=2.03$; CFI = .99; RMSEA = .041). Como fuente de validez externa se obtuvieron correlaciones moderadas (entre .31 y .46) con la variable *satisfacción laboral*. Los coeficientes alfa de Cronbach de los cuatro factores oscilaron entre .60 y .84. Se concluye que la ENCAO y sus puntuaciones derivadas son una medida válida y fiable para medir el aprendizaje organizacional en el sector laboral evaluado.

Palabras clave: aprendizaje organizacional, validez, confiabilidad, análisis factorial.

Psychometric properties of the Organizational-Learning Levels and Conditions Scale (for its Spanish acronym, ENCAO) in employees of a Peruvian private company

Abstract

The objective of the present study was to analyze the psychometric properties (evidences of validity and reliability) of the ENCAO in employees of a private company of the hydrocarbon sector in Metropolitan Lima. A sample of 384 participants was evaluated, of whom 64 % were women and 36% men, aged between 19 and 56 years ($M = 29.57$ years, $SD = 7.33$). As evidences of validity related to the internal structure, an exploratory factorial analysis (EFA) and a confirmatory factorial

* Facultad de Psicología, UPC, Prolongación Primavera 2390, Monterrico, Santiago de Surco (Lima, 33). Tel.: +51 3133333. pcpsemam@upc.edu.pe

analysis (CFA) were carried out, resulting in a structure of four related factors (Organizational Learning and Culture, Social Learning, Group Learning and Strategic Individual Learning) with the 21 items on the scale that explained 60.33 % of the total variance and with adequate goodness of fit indexes ($\chi^2 = 371.6$, $\chi^2/df = 2.03$, CFI = .99, RMSEA = .041). As a source of external validity, moderate correlations (between .31 and .46) were obtained with the variable Job Satisfaction. The Cronbach alpha coefficients of the four factors obtained ranged between .60 and .84. It is concluded that the ENCAO and its derived scores are a valid and reliable measure to measure organizational learning in the evaluated labor sector.

Key words: organizational learning, validity, reliability, factorial analysis.

Propriedades psicométricas da Escala de Níveis e Condições de Aprendizagem Organizacional (ENCAO) em trabalhadores de uma empresa privada peruana

Resumo

O objetivo do presente estudo foi analisar as propriedades psicométricas (evidências de validade e confiabilidade) da ENCAO em trabalhadores de uma empresa privada do setor de hidrocarbonetos na região metropolitana de Lima, no Peru. Para isso, avaliou-se uma amostra de 384 participantes, 64 % mulheres e 36 % homens, com idades compreendidas entre 19 e 56 anos ($M = 29.57$ anos, $DP = 7.33$). Como evidências de validade relacionada à estrutura interna, realizou-se uma análise fatorial exploratória (AFE) e uma análise fatorial confirmatória (AFC) com as quais foi encontrada uma estrutura de quatro fatores relacionados (*formação e cultura organizacional, aprendizagem social, aprendizagem grupal e aprendizagem estratégica individual*) com os 21 itens da escala, os quais explicaram o 60.33 % da variância total e obtiveram adequados índices de bondade de ajuste ($\chi^2 = 371.66$; $\chi^2/df = 2.03$; CFI = .99; RMSEA = .041). Como fonte de validade externa foram obtidas correlações moderadas (entre .31 e .46) com a variável *satisfação laboral*. Os coeficientes alfa de Cronbach dos quatro fatores oscilaram entre .60 e .84. Conclui-se que a ENCAO e suas pontuações derivadas são uma medida válida e fiável para medir a aprendizagem organizacional no setor laboral avaliado.

Palavras-chave: aprendizagem organizacional, validade, confiabilidade, análise fatorial.

Introducción

A medida que avanza el siglo XXI es posible evidenciar un mayor nivel competitivo entre las organizaciones, posiblemente debido a las tendencias económicas y demográficas actuales propias de la globalización y de la apertura del mercado, sobre todo a partir los avances tecnológicos en el mundo (Martínez & Gallego, 2007; Ritter, 2008). Teniendo esto en cuenta, las organizaciones necesitan aumentar su valor competitivo para poder sobresalir en un entorno altamente cambiante y exigente (Lip, 2005; Martínez & Gallego, 2007), y una manera de incrementar la ventaja competitiva es a través del *aprendizaje organizacional* (AO), ya que este permite la adaptación al cambio y la innovación (Conde & Castañeda, 2014; López, Ahumada, Olivares & González, 2012; Martínez & Gallego, 2007; Osorio, 2003; Pomajambo, 2013).

Específicamente, el AO es un proceso propio de las organizaciones que consiste en la interpretación de diferentes conocimientos para lograr un aprendizaje trascendente (Inche, 2010), y de manera experiencial, principalmente en los grupos de interés y los procesos de gestión en la organización (Del Río & Santisteban, 2011).

En la literatura sobre este constructo, se ha encontrado que el AO: (a) es decisivo en el desarrollo económico y el aumento de la productividad, ya que permite la obtención de un capital intelectual que permite una ventaja competitiva (Armenteros, Guerrero, Noyola & Molina, 2012; García-Zapata, 2005; Osorio, 2003); (b) se puede dar a nivel individual, grupal y organizacional; (c) funciona como un recurso para desarrollar las competencias esperadas por los grupos de interés (Riquelme, Cravero & Saavedra, 2008); (d) hace referencia al contexto en el cual se llevan a cabo los procesos para que la empresa aprenda, lo que quiere decir que se generan ideas diferentes, desde los enfoques individual, grupal y organizacional, que ayudan a tener una toma de decisión más innovadora y efectiva (Del Río & Santisteban, 2011; Garzón & Fisher, 2010); (e) es un aprendizaje que no tiene lugar de forma natural, por lo cual es importante que las organizaciones implementen condiciones que faciliten su desarrollo (Alcover & Gil, 2002; Garzón & Fisher, 2008; Milian, Lugo & Cespón, 2008); y (f) cuenta con tres condiciones para su desarrollo en todos los niveles: la cultura organizacional, la formación y la claridad estratégica (Castañeda & Fernández, 2007). En suma, el AO es importante para generar una ventaja competitiva, pero es necesario que las organizaciones

implementen acciones apropiadas para su desarrollo tanto a nivel individual como grupal y organizacional.

En ese sentido, la medición del AO resulta relevante debido a que permite que las empresas obtengan buenos resultados mediante la adquisición de nuevos conocimientos –una ventaja competitiva– (Riquelme et al., 2008); y es en este sentido que resulta necesario implementar la medición del AO en las empresas, ya que permite generar indicadores medibles tanto del capital intelectual de las organizaciones como de los factores determinantes en el éxito empresarial (Castellano, 2013; García-Zapata, 2005).

Con respecto al capital intelectual, Osorio (2003) lo define como el conjunto de activos intangibles en una organización, y afirma que debe ser estudiado debido a que genera un valor potencial en las empresas. En este sentido, estudios previos sobre el AO coinciden en que los trabajadores de una empresa deben tener un valor agregado mediante el desarrollo no solo de conocimientos y habilidades técnicas, sino también de habilidades sociales y emocionales que los capaciten para adaptarse a la globalización (Calderón, Álvarez & Naranjo, 2011; Calderón, Naranjo & Álvarez, 2010; Castellano, 2013; Ospina, 2010; Pesca de Acosta, 2009).

En América Latina, las evidencias de medición de este constructo han tenido un reciente interés tanto en su análisis conceptual (Castañeda, 2004; Del Río & Santisteban, 2011; Garzón & Fisher, 2008) como en la elaboración de instrumentos para su medición (Castañeda & Fernández, 2007), ya que la medición del AO permite, a su vez, la medición de los intangibles presentes en una organización que funcionan como valor de impacto en su desarrollo financiero (Villegas, Hernández & Salazar, 2016).

En particular, dentro de los instrumentos desarrollados en el área se encuentra la *Escala de Niveles y Condiciones de Aprendizaje Organizacional (ENCAO)*, desarrollada en Colombia (Castañeda & Fernández, 2007) y utilizada en poblaciones de Colombia y Chile (Conde & Castañeda, 2014; López et al., 2012).

Con respecto a esta, el primer estudio con reporte de evidencia de validez y confiabilidad con el que cuenta es la construcción y validación de la misma, estudio realizado por Castañeda y Fernández (2007), en el que, tras el diseño del instrumento, un criterio de jueces por expertos que reveló la evidencia de validez de contenido, un estudio piloto con estudiantes de una universidad privada de Colombia, la aplicación de la escala a 845 participantes (61 % hombres) de diversos niveles socioeconómicos y educativos, y un análisis de componentes principales con rotación varimax que explicaron el 59.51 % de la varianza, se obtuvieron seis componentes para los 28 ítems elaborados, a saber: *aprendizaje grupal* (7 ítems), *cultura* (5 ítems), *formación* (7 ítems), *aprendizaje organizacional*

(5 ítems), *aprendizaje individual* (2 ítems) y *claridad estratégica* (2 ítems). Asimismo, estos autores reportaron, con respecto a la confiabilidad del instrumento, un alfa de Cronbach de .92 para la escala total –aunque no reportaron este coeficiente para las seis dimensiones extraídas–; y, con un análisis de componentes principales adicional realizado en mismo estudio, encontraron la misma solución de seis dimensiones, pero sin considerar siete ítems que presentaron cargas factoriales cruzadas de .35 en más de un componente. Teniendo esta última información en cuenta, la versión final de la escala cuenta con un total de 21 ítems.

En un estudio posterior, Conde y Castañeda (2014) buscaron evidencias de validez y confiabilidad de la ENCAO por medio de una condición más (de soporte) al instrumento original, para adaptarla a un contexto académico universitario. Aquí, la muestra estuvo compuesta por 111 investigadores calificados por el sistema de investigaciones de Colombia (Colciencias), los cuales recolectaron información de 82 grupos de investigación segmentados por las categorías A (3 grupos), B (17 grupos), C (22 grupos) y D (40 grupos), siendo A máxima categoría y D mínima categoría (Colciencias, 2015). Específicamente, realizaron una evaluación por jueces con seis expertos para explorar la claridad, la pertinencia y la gramática de los ítems, con lo que se redujo el instrumento original de 28 a 23 ítems, calificados mediante una escala tipo Likert de cinco niveles (0 = nunca; 4 = muy frecuentemente), y, después de esto, calcularon la confiabilidad de cada una de las subescalas mediante el alfa de Cronbach, donde se obtuvo un alfa de .56 para *aprendizaje individual* (AI), .85 para *aprendizaje grupal* (AG), .80 para *aprendizaje organizacional* (AO), .70 para *cultura del aprendizaje organizacional* (CAO), .70 para *formación* (F), .60 para *soporte organizacional* (SO), .85 para *claridad* (C), y .79 para la escala global. De este estudio se observan dos coeficientes alfa por debajo del mínimo aceptable ($\alpha < .70$) (Prieto & Delgado, 2010), y no se evidenció reporte del análisis de la estructura interna del instrumento en la muestra de investigadores.

En un tercer estudio, más reciente, Castañeda (2015) tuvo como base metodológica la validación de un instrumento sobre las condiciones del AO (Castañeda, 2010; Castañeda & Fernández, 2007), con el objetivo de explorar la relevancia de dichas condiciones a partir de la modificación del instrumento original. Para ello, utilizó una muestra por conveniencia de distintas empresas ($N = 613$; 58 % hombres), divididas en tres grupos: pública ($n = 304$), comercial ($n = 201$) y de publicidad ($n = 108$), y realizó una prueba de validez de contenido mediante un estudio piloto con 36 estudiantes de postgrado y una evaluación por parte de jueces expertos. El instrumento planteado en este estudio está compuesto por 28 ítems y cuatro componentes de condiciones: *cultura del*

aprendizaje organizacional (CAO, ítems 16-19), *formación* (ítems 20-23), *claridad estratégica* (ítems 5-9) y *sopORTE organizacional* (ítems 24-28); y la *Escala de Aprendizaje Organizacional* constó de 10 ítems para medir tres niveles: *nivel individual* (AI; 4 ítems), *nivel grupal* (AG; 3 ítems) y *nivel organizacional* (AO; 3 ítems) (Castañeda, 2015). Para detectar las evidencias de validez, el autor realizó un análisis factorial de componentes principales con una rotación varimax, donde se consideró una carga factorial significativa cuando era mayor a .50, por lo que se decidió eliminar los ítems 1 de *claridad estratégica*, 3 y 4 de *formación* y 5 de *sopORTE organizacional*. Adicionalmente, el instrumento obtuvo un KMO de .89, un Test de Bartlett $p < .001$ y una varianza explicada acumulada de 69.5 %. Con esto, el autor reportó una confiabilidad media a nivel global ($\alpha = .92$) y en cada uno de los componentes: CAO ($\alpha = .81$), *formación* ($\alpha = .78$), *claridad estratégica* ($\alpha = .81$), *sopORTE organizacional* ($\alpha = .81$), AI ($\alpha = .56$), AG ($\alpha = .87$) y AO ($\alpha = .80$).

De acuerdo con las investigaciones mencionadas, se puede referir que el instrumento que se va a utilizar en el presente estudio ha tenido variaciones en cuanto a la distribución de componentes en los diferentes contextos, lo cual evidencia las buenas prácticas en medición de los investigadores, ya que todos reportan evidencias de validez y confiabilidad del instrumento adaptado a los distintos contextos (Muñiz, Elosua & Hambleton, 2013); aunque también se ha encontrado una falta de estructura factorial definida para el mismo, y que los procedimientos de análisis de las propiedades psicométricas usados en los estudios no son los recomendados en la actualidad –p. ej., el paquete *Litte Jiffy* (análisis de componentes principales, criterio de Kaiser y rotación varimax) para analizar la estructura interna de un instrumento (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández & Tomás-Miguel, 2014), y el reporte de un alfa total cuando no se trata de un instrumento unidimensional–.

Por otra parte, la revisión de los antecedentes psicométricos de la ENCAO refleja que las condiciones y niveles del aprendizaje obtienen un consenso en el marco teórico, pero no necesariamente en el ámbito práctico, ya que, aunque todas las escalas mencionadas (Castañeda, 2004; Conde & Castañeda, 2014; Castañeda & Fernández, 2007) presentan condiciones y niveles adecuados, estos varían de acuerdo con la población y objetivo de estudio, motivo por el cual es recomendable e importante continuar con el reporte de evidencias psicométricas en diferentes contextos, todo con el fin de evaluar la consistencia del instrumento y su dimensionalidad.

Teniendo esto en cuenta, el objetivo del presente estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la ENCAO

mediante, por una parte, el reporte de evidencias de validez en relación con la estructura interna y las evidencias externas de validez en comparación con la variable *satisfacción laboral*; y, por otra, a partir de las evidencias de confiabilidad con el método de consistencia interna (coeficiente alfa de Cronbach).

Método

Tipo de estudio

Esta investigación es de tipo instrumental, ya que busca analizar las propiedades psicométricas de un instrumento de medida psicológico (Ato, López & Benavente, 2013), en este caso, dentro del ámbito organizacional.

Participantes

Se utilizó una muestra compuesta por 384 trabajadores con edades comprendidas entre los 19 y los 56 años ($M = 29.57$, $DE = 7.33$), mayormente mujeres (64 %, $n = 244$), de una empresa privada del sector de hidrocarburos en Lima (Perú). La mayoría contaba con estudios superiores (54 %), secundaria completa (36 %), y solo un 10 %, secundaria incompleta. La mayoría con cargos operarios (78 %), mientras que el resto tenía cargos técnico-administrativos (22 %).

El muestreo fue de tipo no probabilístico intencional, y para determinar el número mínimo de la muestra se siguió la sugerencia de que se tuvieran en cuenta entre 5 y 10 participantes por ítem para la validación de un instrumento (Carretero-Dios & Pérez, 2005), esto es, entre 140 a 280 participantes como mínimo para este estudio.

Instrumentos

Escala de Niveles y Condiciones del Aprendizaje Organizacional (ENCAO; Castañeda & Fernández, 2007). En su versión final, esta escala está compuesta por 21 ítems distribuidos en seis subescalas: *aprendizaje grupal* (AG, 4 ítems), *cultura* (5 ítems), *formación* (4 ítems), *aprendizaje organizacional* (AO, 4 ítems), *aprendizaje individual* (AI, 2 ítems) y *claridad estratégica* (CE, 2 ítems). El objetivo general del instrumento es identificar si en la organización se generan las condiciones y niveles para el aprendizaje organizacional. El tipo de respuesta de los ítems se presenta mediante una escala Likert de 1 a 5 (1 = *nunca*; 5 = *muy frecuentemente*). Como ya se mencionó en la introducción, la escala cuenta con distintas evidencias de validez y confiabilidad (Castañeda & Fernández, 2007).

Versión breve de la Escala de Satisfacción Laboral (ESL; Boluarte & Merino, 2015). Este instrumento fue desarrollado originalmente en inglés por Cooper, Rout y Faragher (1989), y cuenta con una adaptación al español elaborada por Boluarte y Merino (2015), de carácter unidimensional, y con un total de 10 ítems con formato de respuesta tipo Likert (1 = *muy insatisfecho*; 6 = *muy satisfecho*). En lo que respecta al análisis factorial exploratorio de la adaptación, la ESL obtuvo un KMO de .93 –un valor muy aceptable– y una prueba de esfericidad de Bartlett estadísticamente significativa ($\chi^2(45) = 1693.90, p < .001$). En cuanto a su confiabilidad, se usó el método de consistencia interna, con un coeficiente alfa de Cronbach de .82. Esta versión abreviada presenta un mejor ajuste, ya que supera los criterios mínimos en comparación con la versión original (S-B $\chi^2(35) = 40.29$, RMSEA = 0.04, SRMR = 0.06, CFI = 0.99).

En el presente estudio, el análisis factorial con el método de extracción de mínimos cuadrados no ponderados (ULS), y mediante el criterio de autovalores mayores a uno, se sugirió que se debía extraer un solo factor, el cual explicaba el 47.10 % de la varianza total, aspecto que reafirma la teoría planteada por el autor del instrumento original. Además, todos los ítems tuvieron cargas factoriales mayores a .40 (entre .52 y .78). Con respecto a la confiabilidad, se obtuvo un coeficiente de alfa de Cronbach de .89 para la escala total, y el rango de correlación total de elementos corregida fue de .63 a .64.

Procedimiento

Para la recolección de la información se solicitaron los permisos respectivos tanto a las instituciones involucradas como al autor del instrumento original. Luego, se realizó un estudio piloto con un grupo de 23 personas con características similares a las de la muestra final (entre 18 y 53 años, 74 % mujeres) de diverso nivel educativo (desde secundaria incompleta hasta postgrado). El objetivo del estudio piloto fue realizar la adaptación lingüística, y, con base en los comentarios obtenidos de los participantes, se concluyó que no se debía alterar la redacción de los ítems del instrumento original. Posteriormente, se evaluó a la muestra final de 384 empleados de una empresa privada de Lima (Perú), utilizando los instrumentos ya descritos, acompañados de una ficha sociodemográfica y un consentimiento informado en donde se aclaró la participación voluntaria y el carácter confidencial del estudio.

Análisis de datos

Para el análisis de datos se procedió con el estudio de la validez de la estructura interna del instrumento, el cual permitió establecer el número de ítems y factores de la

prueba mediante la técnica del análisis factorial exploratorio (AFE), con la cual se logró detectar las relaciones existentes entre un conjunto de variables (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Como paso preliminar, dado el nivel ordinal de los ítems, se realizó un análisis de la distribución de las puntuaciones con el fin de evaluar la normalidad univariada o multivariada para determinar el uso de la matriz de correlación Pearson (en caso de normalidad) o policórica (en caso de ausencia de normalidad), procedimiento recomendado previo a la aplicación del AFE (Lloret-Segura et al., 2014).

Seguidamente, se analizó el grado de relación de los ítems de la ENCAO, para lo cual se aplicó la prueba de adecuación muestral KMO y el test de esfericidad de Bartlett para determinar la pertinencia del realizar el AFE (Frias-Navarro & Pascual, 2012). Además, para establecer el número máximo de factores que explican mejor la variable AO, se empleó la extracción de mínimos cuadrados no ponderados (ULS), y la rotación Promin, un método que facilita la adecuada rotación de factores, puesto que identifica los ítems potencialmente más simples por factor y los convierte en marcadores antes del proceso. De esta manera, se consiguió una menor restricción en la estimación de las cargas factoriales (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2014).

Adicionalmente, con el fin de confirmar la estructura interna del instrumento, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) para validar las hipótesis del modelo factorial a través del ajuste del instrumento original (Medrano & Muñoz-Navarro, 2017). El objetivo fue comparar la estructura interna de la ENCAO con el modelo propuesto por medio de la revisión de índices de bondad de ajuste. Los índices analizados para comparar los modelos fueron el Chi-cuadrado entre los grados de libertad (χ^2/gl), el índice de aproximación de la raíz de cuadrados medios del error (RMSEA), la raíz del residuo cuadrático promedio estandarizado (SRMR), el índice de ajuste comparativo (CFI) y el criterio de información de Akaike (AIC).

Específicamente, el χ^2 contrasta la hipótesis nula de que los errores del modelo son nulos, sin embargo, al ser sensible al tamaño muestral, se compara con los grados de libertad, con lo que se obtiene un cociente que debe ser menor que tres (Ruiz, Pardo & San Martín, 2010); el CFI consiste en una medida de ajuste comparativo que para ser aceptable debe oscilar en valores mayores o iguales a .90, y a partir de .95 se consideran ajustes excelentes (Wu, Li & Zumbo, 2007); para el RMSEA, se considera que valores inferiores a .06 son óptimos, y los inferiores a .08, aceptables (Medrano & Muñoz-Navarro, 2017); para el SRMR, se aconsejan valores menores o cercanos a .05 para indicar un buen ajuste del modelo (Byrne, 2006); y, por último, el

AIC ajusta el estadístico chi-cuadrado al número de grados de libertad del modelo, y, con esto, se considera que valores inferiores de AIC para un modelo indican un mejor ajuste respecto a otros modelos (Medrano & Muñoz-Navarro, 2017). Como parte del análisis de confiabilidad se empleó el coeficiente alfa de Cronbach, incluyendo los intervalos de confianza (Fischer, 1992).

Finalmente, se procedió a realizar el análisis de validez convergente, el cual busca explorar las interrelaciones entre los componentes de la ENCAO y la versión breve de la ESL. Para el AFE se empleó el programa FACTOR, versión 10.8.01; para la validez convergente y confiabilidad se empleó el programa SPSS, versión 24; y para el AFC se utilizó el programa EQS, versión 6.2.

Resultados

A continuación se presentan los resultados del análisis de datos según las evidencias de validez (estructura interna y relaciones con otras variables) y confiabilidad (consistencia interna) evidenciadas.

En primer lugar, se analizó la estructura interna de la ENCAO (Castañeda & Fernández, 2007), para lo cual se analizó la homogeneidad de los ítems mediante las correlaciones ítem-test corregidas (ritc), donde se retuvieron valores superiores a .20 (Kline, 1986). El rango de las ritc de los ítems estuvo entre .30 y .72, razón por la cual se mantuvieron todos los ítems para el análisis factorial.

Posteriormente, se calcularon los estadísticos de tendencia central y de dispersión de los ítems (véase Tabla 1), en donde no se identificaron violaciones al supuesto de normalidad univariada, pues los índices de asimetría y curtosis fueron inferiores a ± 1.5 (Forero, Maydeu-Olivares & Gallardo-Pujol, 2009). Sin embargo, en el análisis Mardia (1970) para la asimetría y curtosis multivariada se encontró un coeficiente de asimetría de 51.34 ($gl = 1771$, $p = 1.0$) y un coeficiente de curtosis de 572.76 ($p < .001$), con lo que se demuestra la ausencia de una distribución normal multivariada de los datos; por ello, se empleó el método de extracción de mínimos cuadrados no ponderados (ULS) y la matriz de correlaciones policóricas, ya que son una opción más acorde al nivel ordinal de los ítems y debido a la violación del supuesto de normalidad multivariada (Lloret-Segura et al., 2014).

Previo a la aplicación del AFE, se encontró una medida de adecuación muestral (KMO) de .92, considerada como excelente (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Además, en el test de esfericidad de Bartlett se obtuvo un puntaje estadísticamente significativo ($\chi^2(210) = 3213.80$, $p < .001$), lo que significa que existe suficiente grado de

relación entre los ítems del instrumento para poder analizarlos factorialmente.

Los resultados del análisis de extracción del ULS sobre la matriz policórica, mediante el criterio de autovalores mayores a uno, sugirió que se debían extraer cuatro factores que explicaban el 60.33 % de la varianza total para los 21 ítems, según la sugerencia del instrumento original (Castañeda & Fernández, 2007). Asimismo, se obtuvieron las estimaciones de las communalidades extraídas para los ítems de la escala (véase Tabla 1). Respecto a esto, es importante analizar las communalidades, ya que los valores bajos ($h^2 < .20$, Child, 2006; $h^2 < .30$; Costello & Osborne, 2005) pueden generar una alteración significativa en los resultados del análisis factorial (Velicer & Fava, 1998). En general, los resultados arrojaron communalidades moderadas en la mayoría de los ítems (media $h^2 = .53$).

Para obtener una solución interpretable, se realizó una rotación oblicua Promin, asumiendo que los factores extraídos se encuentran correlacionados (véase Tabla 1). El primer componente es el denominado *formación y cultura organizacional* (FO), en el que se ajustaron dos ítems de la dimensión *cultura* (19 y 21), los cuatro ítems de la dimensión *formación* (24, 26, 27 y 28) y un ítem de la dimensión *aprendizaje organizacional* (10); en estas, se encontraron cargas factoriales entre .36 y .88, consideradas aceptables ($> .30$) (McDonald, 1985, citado en Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). En el segundo factor, denominado *aprendizaje organizacional* (AO), se agruparon tres ítems de la dimensión original (12, 13 y 14) y tres de la dimensión *cultura* (15, 17 y 18), con cargas factoriales entre .31 y .89. En el tercer factor, denominado *aprendizaje grupal* (AG), se ajustaron los cuatro ítems de la dimensión original (7, 6, 8 y 9), con cargas factoriales de .58 a .91. Y en el cuarto factor, llamado *aprendizaje estratégico individual* (AEI) se ajustaron los ítems de las dimensiones *claridad estratégica* (3 y 4) y *aprendizaje individual* (1 y 2), con cargas factoriales de .32 y .86. Cabe mencionar que el ítem 18 presentó una carga cruzada en los factores FO y AO.

Posteriormente, se utilizó el método de consistencia interna mediante el cálculo del coeficiente alfa de Cronbach para calcular la confiabilidad del instrumento (Fischer, 1992). Específicamente, el factor FO obtuvo un $\alpha = .84$ (IC 95 % = .81, .87), con un rango de correlación ítem-total corregida de .53 a .68, lo cual se considera como valores aceptables (Pérez & Medrano, 2010); el factor AO obtuvo un $\alpha = .83$ (IC 95 % = .80, .86), con un rango de correlación total de elementos corregida de .51 a .70; el factor AG obtuvo un $\alpha = .80$ (IC 95 % = .76, .83), con un rango de correlación total de elementos corregida de .60 a .65; y, por último, el factor AEI obtuvo un $\alpha = .60$

Tabla 1.
Cargas factoriales de los ítems de la ENCAO

Ítems	h ²	M	DE	g ¹	g ²	Factores			
						FO	AO	AG	AEI
24. La entidad capacita a sus trabajadores.	.73	4.08	0.86	-0.77	0.26	.88			
26. La capacitación que los trabajadores reciben de la entidad es aplicable al trabajo.	.64	4.01	0.81	-0.73	0.89	.78			
19. La entidad otorga reconocimiento a las personas que producen conocimiento.	.55	3.71	1.07	-0.59	-0.29	.59			
27. La Organización actualiza a los empleados sobre los cambios que ocurren en ella.	.56	3.91	0.91	-0.81	0.74	.46			
21. Los directivos suministran a sus grupos de trabajo información de reuniones y eventos a los que ellos asisten.	.44	3.87	0.93	-0.69	0.31	.47			
28. Cuando un trabajador se vincula recibe inducción sobre la entidad a la que ingresa.	.38	4.05	0.85	-0.94	1.34	.47			
10. El conocimiento con el que cuenta la entidad es aplicado por sus miembros.	.38	3.93	0.80	-0.52	0.28	.36			
13. La entidad mejora sus procesos con base en el conocimiento de las personas que trabajan en ella.	.71	3.88	0.89	-0.68	0.49		.89		
12. La entidad responde a las presiones de cambio del entorno aprendiendo en el tiempo requerido.	.45	3.65	0.86	-0.51	0.31		.84		
17. Los directivos manifiestan que el aprendizaje de los trabajadores contribuye al logro de los objetivos laborales.	.61	3.89	0.88	-0.79	0.92		.58		
18. La entidad promueve situaciones para que las personas intercambien su conocimiento.	.66	3.65	0.96	-0.27	-0.46	.32	.54		
14. La entidad genera nuevos productos o servicios con base en el conocimiento de las personas que trabajan en ella.	.46	3.74	0.93	-0.42	-0.20		.51		
15. En la entidad a las personas que comenten errores proponiéndose innovar se les anima para que continúen trabajando.	.36	3.69	0.95	-0.57	0.25		.31		
7. Las personas de la entidad aprenden cuando trabajan en grupo con entusiasmo.	.67	4.25	0.81	-0.85	0.21			.91	
6. Las personas en la entidad aprenden cuando trabajan en grupo.	.67	4.21	0.81	-0.93	0.89			.89	
8. Las personas de la entidad intercambian conocimiento libremente cuando trabajan en grupo.	.54	4.06	0.87	-0.73	0.28			.67	
9. las personas de la entidad logran aprendizaje compartido cuando trabajan en grupo.	.57	4.03	0.79	-0.49	-0.05			.58	
1. Las personas en la organización aprenden observando a sus compañeros de trabajo.	.76	3.84	0.84	-0.39	0.25				.86
2. En esta entidad las personas producen conocimiento ensayando y probando.	.25	3.90	0.91	-0.65	0.17				.60
4. En esta organización los trabajadores aprenden de las directrices que reciben de su jefe o superior.	.36	4.07	0.80	-0.62	0.29				.34
3. Las personas aprenden de los documentos disponibles en la entidad.	.28	3.66	0.95	-0.49	0.28				.32
% de varianza explicada	-	-	-	-	-	42.90	7.05	5.60	4.78

Nota. FO = formación y cultura organizacional; AO = aprendizaje organizacional; AG = aprendizaje grupal; AEI = aprendizaje estratégico del individuo.

(IC, 95 % = .53, .66), con un rango de correlación total de elementos corregida de .33 a .41.

Para confirmar la estructura hallada en el AFE, se procedió a realizar un AFC, considerando el método de estimación por *máxima verosimilitud robusto*, y el nivel ordinal de los ítems mediante el análisis de la matriz de correlaciones policóricas entre los ítems. Específicamente, se evaluó el ajuste de tres modelos de medida: la estructura de seis factores relacionados con los 28 ítem de la primera versión del ENCAO (M_1 , Castañeda & Fernández, 2007), la estructura de seis factores relacionados con 21 ítems de la versión final del ENCAO (M_2 , Castañeda & Fernández, 2007), y la estructura de cuatro factores relacionados con 21 ítems (M_3) del resultado del AFE realizado previamente en la presente investigación. Para este análisis, se dividió la muestra total empleada para el AFE en dos submuestras aleatorias de 194 participantes cada una, tal como se recomienda actualmente (Lloret Segura et al., 2014). La primera submuestra se empleó para evaluar el ajuste de los modelos M_1 y M_2 , mientras que la segunda se empleó para evaluar el ajuste del M_3 .

Tal como se observa en la Tabla 2, de acuerdo con los resultados del AFC y la evaluación de los índices de ajuste, el modelo de cuatro factores relacionados con 21 ítems (M_3) presentó el mejor ajuste; aunque cabe mencionar que el modelo de seis factores relacionados con 21 ítems (M_2) también presentó un ajuste aceptable.

A continuación, se realizó un análisis de normalidad por medio de la prueba de Kolmogorov-Smirnov (K-S), tomando como referencia el tamaño de la muestra ($N > 50$), con lo

que se encontró que ninguno de los factores presenta una distribución normal ($p < .05$), razón por la cual se determinó usar la prueba no paramétrica de Spearman para el análisis de validez convergente. Así, se realizó el análisis de correlaciones entre factores con la finalidad de establecer el grado de intensidad entre las relaciones existentes entre los factores del modelo planteado y la *Escala de Satisfacción Laboral* (ESL; Boluarte & Merino, 2015) (véase Tabla 3).

En cuanto a los análisis descriptivos de los factores, cuyos puntajes fueron calculados a partir de la sumatoria de ítems dividida entre el número de ítems del factor, se observa que AG alcanza el mayor puntaje en relación con las demás subescalas (véase Tabla 3), aunque, en líneas generales, en las cuatro dimensiones se observa una tendencia hacia puntajes altos (mín. = 1 y máx. = 5). En cuanto a las relaciones existentes entre los factores del modelo planteado, se obtuvo que todas son positivas y estadísticamente significativas ($p < .05$), con una magnitud moderada ($> .30$) (Hirzel & Guisan, 2002; Taylor, 1990).

Por otro lado, las relaciones entre los factores del modelo planteado y el factor *satisfacción laboral* son positivas y estadísticamente significativas, tomando en cuenta que la asociación más directa se da entre *satisfacción laboral* y *formación organizacional* ($r_s = .46, p < .001$) y *aprendizaje organizacional* ($r_s = .46, p < .001$), mientras que la más baja es con *aprendizaje individual* ($r_s = .31, p < .001$). En general, todas las correlaciones dan cuenta de la convergencia de las dimensiones del ENCAO y de su relación con la variable *satisfacción laboral*, de acuerdo con lo esperado.

Tabla 2.

Índice de ajuste de la ENCAO

Modelo	χ^2	gl	χ^2/gl	CFI	SRMR	RMSEA	IC (90 %)	AIC
M_1	668.53	335	1.99	.97	.057	.074	[.064, .082]	290.59
M_2	362.60	174	2.08	.97	.055	.069	[.058, .080]	139.20
M_3	371.66	183	2.03	.99	.052	.041	[.025, .054]	135.29

Nota. M_1 = seis factores relacionados (28 ítems); M_2 = seis factores relacionados (21 ítems); M_3 = cuatro factores relacionados (21 ítems).

Tabla 3.

Correlaciones y estadísticos descriptivos de la ENCAO

	M (DE)	1	2	3	4	5
1. Formación y cultural organizacional.	3.94 (.64)		.71**	.51**	.51**	.46**
2. Aprendizaje organizacional.	3.75 (.67)		-	.58**	.50**	.46**
3. Aprendizaje grupal.	4.14 (.65)			-	.44**	.32**
4. Aprendizaje estratégico del individuo.	3.87 (.59)				-	.31**
5. Satisfacción laboral.	4.92 (.72)					-

Nota. ** $p < .01$.

Discusión

El objetivo del presente estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la ENCAO (Castañeda & Fernández, 2007), para justificar su uso en el contexto empresarial en Lima (Perú). Como resultado, la versión final del instrumento cuenta con cuatro factores con coeficientes de confiabilidad entre .60 y .84, lo que constituye un indicador de la fiabilidad de las puntuaciones en la medición del constructo de AO; modelo factorial que se ajusta en la muestra de trabajadores del sector privado en el rubro de hidrocarburos a pesar de la reducción de factores que la componen.

Por otra parte, el análisis factorial exploratorio se realizó a partir de la matriz de correlaciones policóricas y con el criterio de análisis de mínimos cuadrados no ponderados, con lo que se determinó la reducción de factores del modelo original a cuatro y con los 21 ítems recomendados en el estudio de Castañeda y Fernández (2007).

Es importante resaltar que la mayoría de los estudios previos basados en el instrumento original obtuvieron un alfa de Cronbach entre .79 y .98. (Castañeda, 2015; Conde & Castañeda, 2014; López et al., 2012), lo cual sugiere que, a pesar del cambio en la distribución de los factores, estos índices siguen siendo altamente aceptables, aunque también se observan coeficientes bajos en algunas dimensiones teóricas analizadas (Castañeda, 2015).

Las diferencias en los coeficientes de confiabilidad encontradas en este estudio, como en los citados anteriormente, pueden deberse a las particularidades de cada muestra, a las modificaciones que ha ido teniendo la ENCAO en los diversos estudios realizados (Castañeda, 2015; Conde & Castañeda, 2014), a la formación de factores con poca cantidad de ítems (dos ítems, por ejemplo), o a la ausencia de un análisis de la estructura interna previo al cálculo de los coeficientes alfa (Castañeda, 2015).

En particular, en el modelo planteado, el factor *formación y cultura organizacional* (FO) es el que explica más varianza (42.90 %), resultado que difiere de estudios previos, donde se evidencia que *aprendizaje grupal* (AG) explica un índice de 80.91 % del estudio de la variable (Conde & Castañeda, 2014); aunque el resultado encontrado en el presente estudio coincide con la validación original (Castañeda & Fernández, 2007), en donde *cultura del aprendizaje organizacional* fue el factor que explicó mayor porcentaje de varianza. En este mismo aspecto, López et al. (2012) también encontraron que el factor *cultura de aprendizaje* explica el 64.73 % de la varianza, lo cual es congruente con el modelo planteado, debido a que FO es entendido como el desarrollo de habilidades cognitivas compartidas en los colaboradores que permiten alcanzar el logro de objetivos organizacionales,

y que estos se den en los distintos niveles (Pucci, 2004). Además, el hecho de que ambas condiciones del AO se hayan juntado en la presente muestra responde al hecho de que la consolidación de la cultura de una organización parte de un proceso gradual de formación de los trabajadores en todos los niveles (Rodríguez, 2009; Sánchez, Tejero, Yurrebaso & Lanero, 2006).

Por otro lado, el AFC muestra que la estructura de cuatro factores relacionados (21 ítems) presenta un mejor ajuste con los datos que la primera versión del instrumento original (seis factores, 28 ítems). Dicho esto, el modelo propuesto permite evaluar: (a) *formación y cultura organizacional* (FO), descrito líneas arriba; (b) *aprendizaje organizacional* (AO), entendido como el modo en que los trabajadores atribuyen significado a sus experiencias laborales a partir del contexto social desarrollado en la organización (Martínez & Gallego, 2007); (c) *aprendizaje grupal* (AG), entendido como la adquisición de conocimientos de manera colectiva, donde la interpretación es compartida entre los colaboradores y fomenta la integración entre ellas (McAnally-Salas & Sandoval, 2007); y (d) *aprendizaje estratégico individual* (AEI), que se refiere a los modelos mentales individuales que se crean y se integran de forma colectiva en la organización para el lineamiento con las metas y estrategias organizacionales. Este último factor coincide con la propuesta teórica original (Castañeda & Fernández, 2007), en donde se asumió que los cuatro ítems que lo componen exploran aspectos individuales del aprendizaje organizacional.

Adicional a esto, este modelo de cuatro factores constituye una ventaja instrumental, ya que permite estudiar el AO desde constructos más específicos que facilitan que las empresas identifiquen necesidades entre el vínculo colaborador-organización, para así establecer planes de acción que aseguren la ventaja competitiva que presenta esa organización, de igual manera a como se considera con los tres niveles de AO propuestos por Castañeda y Fernández (2007). Asimismo, el modelo de cuatro factores validado en el presente estudio toma el criterio de estructura más simple, ya que supera los tres ítems por factor, lo cual es un criterio robusto cuando se desarrolla el análisis factorial en instrumentos de medición (Fleming & Merino, 2005, Lloret-Segura et al., 2014). Sin embargo, cabe aclarar que, aunque el modelo con seis factores también presentó un ajuste aceptable, sería importante ampliar la cantidad de ítems para las dimensiones AI y CE, con el fin de evaluar con mayor precisión el ajuste de este modelo y compararlo con la estructura hallada en el presente estudio, la cual también fue una recomendación planteada por Castañeda y Fernández (2007).

Es importante recalcar que el análisis de validez convergente permite corroborar la relación existente entre los cuatro factores del aprendizaje organizacional con la satisfacción laboral, lo cual muestra una relación altamente significativa y directa en la muestra estudiada; además de que dichas correlaciones fueron entre moderadas y altas, lo cual indica que son asociaciones relevantes.

Por último, en cuanto a las limitaciones del estudio, se puede decir que no se consideró realizar procedimientos para analizar la invarianza factorial de la ENCAO según el género o grado de instrucción, debido a que la muestra estudiada presenta una distribución heterogénea que dificulta obtener grupos representativos de acuerdo con las variables demográficas mencionadas. Además de esto, a pesar de que la dimensión AEI presenta un alfa de Cronbach aceptable en relación con la muestra, esta está compuesta solo por 4 ítems, y, de acuerdo con la revisión teórica, si bien este alfa logra ser mínimamente aceptable, se podrían obtener puntuaciones mayores a partir de la implementación de nuevos ítems (Castañeda & Fernández, 2007; Cervantes, 2005).

De igual forma, es importante resaltar que, debido a que se obtuvo una nueva versión de la ENCAO, los resultados obtenidos en ella son difícilmente comparables con los resultados de otras versiones de la misma escala, ya que, al integrar condiciones y niveles, las definiciones del constructo cambian. Además, ha de notarse que los resultados obtenidos provienen solo de una población específica de colaboradores de una empresa del rubro hidrocarburos de la ciudad de Lima, razón por la cual se recomienda llevar a cabo más estudios con muestras que incluyan una mayor diversidad de nivel laboral y que representen mejor la dinámica generalmente presente en un contexto organizacional. Investigaciones de este tipo podrían confirmar o no el modelo propuesto en este estudio. Finalmente, se hace mención de que, debido al tamaño muestral, los procedimientos del AFE y AFC no se pudieron realizar dividiendo la muestra en dos partes, tal como sugieren las recomendaciones actuales (Lloret-Segura et al., 2014), por lo que estudios psicométricos posteriores con mayor tamaño muestral podrán seguir dando evidencias de la estructura factorial de la ENCAO.

Como conclusión, los resultados encontrados en el presente estudio muestran que la ENCAO tiene propiedades psicométricas que la hacen una medida confiable y válida para el propósito de evaluar aprendizaje organizacional en población de trabajadores limeños del sector de hidrocarburos, y que puede ser utilizada para investigaciones en rubros con población que presente características similares a la muestra.

Referencias

- Alcover, C., & Gil, F. (2002). Crear conocimiento colectivamente: aprendizaje organizacional y grupal. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 18(2-3), 259-301. Recuperado de <http://www.redalyc.org/pdf/2313/231318274008.pdf>
- Armenteros, M., Guerrero, L., Noyola, F., & Molina, V. (2012). Cultura organizacional y organización que aprende un análisis desde la perspectiva de la innovación. *Revista Internacional Administración & Finanzas*, 5(1), 33-51. Recuperado de <http://www.theibf2.com/RePEc/ibf/riafin/riaf-v5n1-2012/RIAF-V5N1-2012-3.pdf>
- Ato, M., López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. doi: <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Boluarte, A., & Merino, C. (2015). Versión breve de la Escala de Satisfacción Laboral: Evaluación estructural y distribucional de sus puntajes. *Liberabit*, 21(2), 235-243. Recuperado de http://revistaliberabit.com/es/revistas/RLE_21_2_version-breve-de-la-escala-de-satisfaccion-laboral-evaluacion-estructural-y-distribucional-de-sus-puntajes.pdf
- Byrne, B. M. (2006). *Structural Equation Modeling with EQS: Basic Concepts, Applications, and Programming* (2.^a ed.). New Jersey, N. J.: Taylor Francis.
- Calderón, G., Álvarez, C., & Naranjo, J. (2011). Papel de gestión humana en el cumplimiento de la responsabilidad social empresarial. *Estudios Gerenciales*, 27(118), 163-188. doi: [https://doi.org/10.1016/S0123-5923\(11\)70151-6](https://doi.org/10.1016/S0123-5923(11)70151-6)
- Calderón, G., Naranjo, J., & Álvarez, C., (2010). Gestión humana en la empresa colombiana: Sus características, retos y aportes. Una aproximación a un sistema integral. *Cuadernos de Administración*, 23(41), 13-36. Recuperado de https://revistas.javeriana.edu.co/index.php/cuadernos_admon/article/view/1890
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(3), 521-551. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=1285274>
- Castañeda, D. (2004). Estado del Arte en Aprendizaje Organizacional a partir de las Investigaciones realizadas en Facultades de Psicología, Ingeniería Industrial y Administración de Empresas en Bogotá, entre los años 1992 y 2002. *Acta Colombiana de Psicología*, 11, 23-33. Recuperado de https://editorial.ucatolica.edu.co/ojsucatomica/revistas_ucatomica/index.php/acta-colombiana-psicologia/article/view/477
- Castañeda, D. (2010). *Variables psicosociales y condiciones organizacionales intervinientes en la intención y conducta de compartir conocimiento* (tesis doctoral). Departamento de Psicología Social y Metodología, Universidad Autónoma

- de Madrid, España. Recuperado de <http://www.webcitation.org/6rRxyfTHK>
- Castañeda, D. (2015). Organizational learning conditions. *Estudios Gerenciales*, 31(134), 62-67. doi: <https://doi.org/10.1016/j.estger.2014.09.003>
- Castañeda, D., & Fernández, M. (2007). Validación de una escala de Niveles y Condiciones del Aprendizaje Organizacional. *Universitas Psychologica*, 6(2), 245-254. Recuperado de <https://revistas.javeriana.edu.co/index.php/revPsycho/article/view/113>
- Castellano, P. (2013). Aprendizaje organizacional: Creación o destrucción de valor. *Sinergia e Innovación*, 1(01), 1-143. Recuperado de <http://hdl.handle.net/10757/334679>
- Cervantes, V. (2005). Interpretaciones del coeficiente Alpha de Cronbach. *Avances en Medición*, 3(1), 9-28. Recuperado de <http://www.humanas.unal.edu.co/files/cms/11559142449ec40a07bd36.pdf>
- Child, D. (2006). *The essentials of factor analysis* (3.ª ed.). New York, N. Y.: Continuum International Publishing Group.
- COLCIENCIAS (2015). *Guía para el reconocimiento y medición de grupos de investigación e investigadores*. Recuperado de http://www.colciencias.gov.co/sites/default/files/ckeditor_files/guia-reconocimiento-y-mediacion-de-grupos-e-investigadores.pdf
- Conde, Y., & Castañeda, D. (2014). Indicadores de aprendizaje organizacional en grupos de investigación universitaria. *Diversitas*, 10(1), 45-56. doi: <http://dx.doi.org/10.15332/s1794-9998.2014.0001.03>
- Cooper, C., Rout, U., & Faragher, B. (1989). Mental health, job satisfaction, and job stress among general practitioners. *British Medical Journal*, 298, 366-370. doi: <https://doi.org/10.1136/bmj.298.6670.366>
- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 10(7). Recuperado de <http://paonline.net/pdf/v10n7.pdf>
- Del Río, J., & Santisteban, D. (2011). Perspectivas del aprendizaje organizacional como catalizador de escenarios competitivos. *Revista Ciencias Estratégicas*, 19(26), 247-266. Recuperado de <https://revistas.upb.edu.co/index.php/cienciasestrategicas/article/view/1094>
- Ferrando, P., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. Recuperado de <http://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/1793.pdf>
- Ferrando, P., & Lorenzo-Seva, C. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: algunas consideraciones adicionales. *Anales de Psicología*, 30(3), 1170-1175. doi: <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199991>
- Fischer, R. (1992). Statistical methods for research workers. En S. Kotz & N. L. Johnson (eds.), *Breakthroughs in statistics: Methodology and distribution* (pp. 66-70). New York, N. Y.: Springer.
- Fleming, J., & Merino, C. (2005). Medidas de simplicidad y de ajuste factorial: un enfoque para la evaluación de escalas construidas factorialmente. *Revista de Psicología*, 23(2), 251-266. Recuperado de <http://revistas.pucp.edu.pe/index.php/psicologia/article/view/2150>
- Forero, C. G., Maydeu-Olivares, A., & Gallardo-Pujol, D. (2009). Factor analysis with ordinal indicators: A Monte Carlo study comparing DWLS and ULS estimation. *Structural Equation Modeling*, 16(4), 625-641. doi: <http://dx.doi.org/10.1080/10705510903203573>
- Frías-Navarro, D., & Pascual, M. (2012). Prácticas del análisis factorial exploratorio (AFE) en la investigación sobre conducta del consumidor y marketing. *Suma Psicológica*, 19(1), 47-58. doi: <http://dx.doi.org/10.14349/sumapsi2012.1141>
- García-Zapata, T. (2005). Diseño de un modelo para la medición del capital intelectual de empresas de manufactura en el Perú. *Industrial Data*, 8(2), 33-41. doi: <https://doi.org/10.15381/idata.v8i2.6182>
- Garzón, M., & Fisher, A. (2008). Modelo teórico de aprendizaje organizacional. *Pensamiento & Gestión*, 24, 195-224. Recuperado de <http://rcientificas.uninorte.edu.co/index.php/pensamiento/article/view/3507>
- Garzón, M., & Fisher, A. (2010). El aprendizaje organizacional, prueba piloto de instrumentos tipo Likert. *In Forum Empresarial*, 15(1), 65-101. doi: <https://doi.org/10.33801/fe.v15i1.3417>
- Hirzel, A., & Guisan, A. (2002). Which is the optimal sampling strategy for habitat suitability modelling. *Ecological Modelling*, 157(0), 331-341. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3800\(02\)00203-X](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3800(02)00203-X)
- Inche, J. (2010). *Modelo Dinámico de Gestión del Conocimiento basado en el Aprendizaje Organizacional en una Institución Educativa en el Perú* (tesis doctoral). Facultad de Ciencias Administrativas, Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú. Recuperado de <http://cybertesis.unsm.edu.pe/handle/cybertesis/1139>
- Kline, P. (1986). *A handbook of test construction: Introduction to psychometric design*. New York, N. Y.: Routledge.
- López, V., Ahumada, L., Olivares, R., & González, A. (2012). Escala de medición del aprendizaje organizacional en centros escolares. *Psicothema*, 24(2), 323-329.
- Lloret-Segura, Ferreres-Traver, A., Hernández, A., & Tomás-Miguel, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. doi: <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Lip, C. (2005). La planificación estratégica como aprendizaje. *Revista Médica Herediana*, 16(1), 46-57. Recuperado de <http://www.scielo.org.pe/pdf/rmh/v16n1/v16n1tr1.pdf>

- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. doi: <http://dx.doi.org/10.2307/2334770>
- Martínez, E., & Gallego, A. (2007). El aprendizaje como ventaja competitiva para las organizaciones: estilos de aprendizaje y e-learning. *Revista de Ingeniería y Organización*, 33(1), 84-93. Recuperado de <https://www.revistadyo.com/index.php/dyo/article/view/90>
- McAnally-Salas, L., & Sandoval, J. (2007). La Educación en Línea y la Capacidad de Innovación y Cambio de las Instituciones de Educación. *Revista de Innovación Educativa*, 7(7), 82-93. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=68800707>
- Medrano, L., & Muñoz-Navarro, R. (2017). Aproximación conceptual y práctica a los modelos de ecuaciones estructurales. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 11(1), 216-236. doi: <http://dx.doi.org/10.19083/ridu.11.486>
- Milian, A., Lugo, O., & Cespón, R. (2008). La determinación de la capacidad de aprendizaje de una organización mediante indicadores tangibles. Impacto en su capacidad de respuesta y adaptación al cambio. *Revista Industrial*, 29(2), 1-8. Recuperado de <http://rii.cujae.edu.cu/index.php/revistaind/article/view/232>
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. doi: <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>
- Osorio, M. (2003). El capital intelectual en la gestión del conocimiento. *Acimed*, 11(6). Recuperado de http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1024-94352003000600008
- Ospina, H. (2010). Nuevos paradigmas en gestión humana. *Revista Ciencias Estratégicas*, 18(23), 79-97. Recuperado de <https://revistas.upb.edu.co/index.php/cienciasestrategicas/article/view/565>
- Pesca de Acosta, C. (2009). Educación Superior: hacia el posicionamiento de su arquitectura como organización inteligente. *Sapiens: Revista Universitaria de Investigación*, 10(1), 241-259. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/3175964.pdf>
- Pérez, E., & Medrano, L. (2010). Análisis Factorial Exploratorio: Bases Conceptuales y Metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66. doi: <http://dx.doi.org/10.30882/1852.4206.v2.n1.15924>
- Pomajambo, M. (2013). *Estudio descriptivo de los componentes de la organización inteligente en una institución educativa pública de Villa El Salvador* (tesis de master). Pontificia Universidad Católica del Perú, Perú. Recuperado de <http://tesis.pucp.edu.pe/repositorio/handle/123456789/5016>
- Prieto, G., & Delgado, A. R. (2010). Fiabilidad y validez. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 67-74. Recuperado de <http://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/1797.pdf>
- Pucci, F. (2004). *Aprendizaje organizacional y formación profesional para la gestión del riesgo*. Montevideo: CINTEFOR/OIT.
- Riquelme, A., Cravero, A., & Saavedra, R. (2008). Gestión del Conocimiento y aprendizaje organizacional: Modelo adaptado para la administración pública chilena. In *EIG*, 43-61. Recuperado de <http://ceur-ws.org/Vol-488/paper3.pdf>
- Ritter, M. (2008). *Cultura organizacional: Gestión y comunicación*. Buenos Aires: La Crujía Ediciones.
- Rodríguez, R. (2009). La cultura organizacional: un potencial activo estratégico desde la perspectiva de la administración. *Invenio*, 12(22), 67-92. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3394655>
- Ruiz, M. A., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelo de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45. Recuperado de <http://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/1794.pdf>
- Sánchez, J., Tejero, B., Yurrebaso, A., & Lanero, A. (2006). Cultura organizacional: Desentrañando vericuetos. *AIBR Revista de Antropología Iberoamericana*, 1(3), 374-397. Recuperado de <http://www.redalyc.org/pdf/623/62310304.pdf>
- Taylor, R. (1990). Interpretation of the correlation coefficient: a basic review. *Journal of Diagnostic Medical Sonography*, 6(1), 35-39. doi: <https://doi.org/10.1177/875647939000600106>
- Velicer, W. F., & Fava, J. L. (1998). Effects of variable and subject sampling on factor pattern recovery. *Psychological Methods*, 3(2), 231-251. doi: <http://dx.doi.org/10.1037/1082-989X.3.2.231>
- Villegas, E., Hernández, M., & Salazar, B. (2016). La medición del capital intelectual y su impacto en el rendimiento financiero en empresas del sector industrial en México. *Contaduría y Administración*, 62(1) 184-206. doi: <https://doi.org/10.1016/j.cya.2016.10.002>
- Wu, A., Li, Z., & Zumbo, B. (2007). Decoding the meaning of factorial invariance and updating the practice of multi-group confirmatory factor analysis: A demonstration with TIMSS data. *Practical Assessment Research & Evaluation*, 12(3), 1-26. Recuperado de <https://pareonline.net/getvn.asp?v=12&n=3>