



Análisis psicométrico de test de comunicación organizacional en empresas ecuatorianas

PSYCHOMETRIC ANALYSIS OF ORGANIZATIONAL COMMUNICATION TEST IN ECUADORIAN COMPANIES

Recibido: 01/06/2020

Aceptado: 15/07/2020

Segundo Gonzalo Pazmay Ramos^{1*}

1* Pontificia Universidad Católica del Ecuador Sede Ambato PUCESA.

Email: spazmay@pucesa.edu.ec / gonzalopazmayra2609@gmail.com

ORCID ID: <http://orcid.org/0000-0001-7646-8070>

Para Citar: Pazmay Ramos, S. G. (2020). Análisis psicométrico de test de comunicación organizacional en empresas ecuatorianas. Revista Publicando, 7(25), 102-119. Recuperado a partir de <https://revistapublicando.org/revista/index.php/crv/article/view/2092>.

Resumen: El objetivo de este estudio es analizar las propiedades psicométricas del Test de Comunicación Organizacional de Portugal en empresas ecuatorianas. 571 trabajadores de tres ciudades ecuatorianas contestaron *in situ* los 15 ítems del test. Los resultados indican que el ítem 14 tiene un bajo nivel de discriminación y no es adecuado para medir el constructo comunicación. La matriz rotada del AFE señala que los ítems 1 y 6 son los que menos aportan a la medición de sus correspondientes niveles. En el reporte de comunalidades, el ítem 1 es el que menos se correlaciona con los otros ítems.

Los índices C.R., el valor P, el GFI, y RMSEA son aceptables y nos refieren que el modelo tiene un buen ajuste; los índices CFI y RMR, aunque no presentan valores bajos, no alcanzan valores aceptables.

El instrumento cuenta con un buen nivel de confiabilidad; alcanza un Alfa de Cronbach de 0.71. Los ítems 1, 6, y especialmente el 14, según el análisis de la correlación elemento-total corregida, y el índice de fiabilidad compuesta, deben ser analizados. Los coeficientes de correlación inter-ítem, mayormente son valores altos y positivos y la correlación media inter ítems presenta un coeficiente aceptable de 0.42. La validez convergente y divergente, es afectada por los ítems 1, 6, y 14. Se concluye que el ítem 14 debe ser reestructurado para que el test alcance una estructura factorial válida en el contexto organizacional ecuatoriano.

Palabras clave: Investigación metodológica, análisis psicométrico, instrumento de evaluación, comunicación organizacional, organizaciones ecuatorianas.

Abstract: The objective of this study is to analyze the psychometric properties of the Test of Organizational Communication of Portugal in the Ecuadorian organizational context. 571 workers from two Ecuadorian cities answered *in situ* 15 items of the test. The results indicate that item 14 has a low level of discrimination and is not suitable for measuring the communication construct. The rotated matrix of the AFE indicates that items 1 and 6 are the least contributing to the measurement of their corresponding levels. In the communalities report, item 1 is the least correlated with the other items.

The C.R. indices, the P value, the GFI, and RMSEA are acceptable and tell us that the model has a good fit; the CFI and RMR indices, although they do not have low values, do not reach acceptable values.

The instrument has a good level of reliability; it reaches a Cronbach Alpha of the 0.71. Items 1, 6, and specially 14, according to the corrected element-total correlation analysis, and the composite reliability index, should be analyzed. The inter-item correlation coefficients are mostly high and positive values; and the average inter-item correlation has an acceptable coefficient of 0.42. Convergent and divergent validity are affected by items 1, 6, and 14. It concludes that item 14 must be restructured so that the test reaches a valid factor structure in the organizational context Ecuadorian.

Keywords: Methodological research, psychometric analysis, assessment instrument, organizational communication, Ecuadorian organizations.





INTRODUCCIÓN

En las organizaciones, la existencia de una exitosa comunicación empresarial permite una interacción adecuada entre las personas que laboran en la misma y el logro de los objetivos que la empresa busca alcanzar ([Cheney, et al., 2010](#)). [Ivancevich y Konopaske \(2012\)](#) indican que la comunicación organizacional es el proceso mediante el cual las organizaciones hacen que las cosas pasen, cada empleado tiene la posibilidad de participar continuamente en el proceso y verse afectado por el mismo.

La comunicación organizacional tiene un rol primordial en todas las áreas que componen una organización, debido a su estrecha relación de funcionamiento, los resultados de una beneficiarán o afectarán a otras áreas, influyendo de forma directa sobre los procesos generales de la organización. “Las empresas que entienden las relaciones comunicativas como una oportunidad de innovación, y no sólo para anticipar riesgos, obtienen un terreno fértil para el cambio y nuevas ideas en los distintos procesos organizacionales” ([García et al., 2013](#)). La búsqueda de una exitosa comunicación organizacional que permita alcanzar una respuesta efectiva de todas las áreas que componen a la institución, es necesaria y útil en la actualidad. En resumen, la comunicación organizacional (CO) incide en el éxito empresarial ([Rodríguez et al. 2018](#); [Villalobos, 2018](#)).

El estado actual de la comunicación en las organizaciones ecuatorianas se caracteriza por presentar varias dificultades, tales como: mala transmisión de la información, canales inadecuados de comunicación y se evidencia poco desarrollo de la competencia comunicativa de los trabajadores, lo cual genera bajo desempeño, conflictos interpersonales e inadecuado trabajo en equipo ([Pazmay y Ortiz, 2018](#)).

Ante esta situación, el problema científico que se plantea es: ¿Cómo diagnosticar acertadamente la comunicación organizacional en las instituciones ecuatorianas?

En el estado actual del diagnóstico de la CO en Ecuador, la mayoría de los instrumentos de medición sino la totalidad, son elaborados y normalizados en países extranjeros.

Teniendo en cuenta lo anterior y la importancia que conlleva contar con herramientas adaptadas al contexto de la población que se pretende evaluar, los instrumentos de diagnóstico deben contar con aspectos psicométricos como la fiabilidad, validez, sensibilidad de la prueba, y obtención de datos normativos en una muestra representativa ([Arango-Lasprilla et al. 2015](#); [Arias et al. 2013](#); [Gregory, 2012](#)).

En este contexto, contar con instrumentos confiables y válidos para diagnosticar la comunicación organizacional, es un requisito esencial para realizar exitosas intervenciones institucionales ([Geparth et al. 2014](#); [López et al. 2013](#); [Hoyos et al. 2009](#)).

Como una forma de subsanar las dificultades en el diagnóstico de la comunicación organizacional, se presenta como alternativa la evaluación de las propiedades psicométricas del Test de Comunicación Organizacional de Portugal (2005), para aplicarlo en el contexto laboral ecuatoriano.

DESARROLLO

DISEÑO

El trabajo comprende un estudio de tipo cuantitativo de carácter instrumental ([Montero y León, 2007](#)) en el que se busca identificar la estructura factorial y confirmarla, además de determinar la fiabilidad y la validez del instrumento.

INSTRUMENTO

El Test de Comunicación Organizacional de Portugal (2005) mide la comunicación en tres diferentes niveles: ascendente, descendente y horizontal. Contiene 15 ítems, de los cuales los primeros cinco se encargan de evaluar la comunicación ascendente, los siguientes cinco la comunicación descendente y los últimos cinco miden la comunicación horizontal. La escala empleada para sus respuestas son tipo Likert: 5 = siempre; 4 = frecuentemente; 3 = algunas veces; 2 = ocasionalmente; 1 = nunca.



MUESTRA

Se aplicó un muestreo no probabilístico intencionado por medio del cual se logró la participación de una muestra multiocupacional de 571 trabajadores de tres ciudades ecuatorianas. La edad promedio fue de 35 años. El 85 % son hombres y el 15 % son mujeres. Tienen un tiempo promedio de estancia en la empresa de 4 años. El 91.70 % corresponden al nivel operativo, el 6 % a mandos medios, y el 2.30 % a mandos altos. El 59.70 % de los encuestados son casados, el 25.80 % presentan el estado civil de unión libre, y el 14.50 % son solteros. El 44.50 % tienen educación primaria, el 42.50 % educación secundaria, y el 13.00 % educación superior.

PROCEDIMIENTO

La recolección de los datos se llevó a cabo *in situ*. Se informó a los participantes acerca de los fines del estudio y firmaron un consentimiento informado en el protocolo de respuesta del instrumento utilizado para esta investigación.

VALIDACIÓN PSICOMÉTRICA

Para llevar a cabo la validación psicométrica se realizaron los siguientes análisis: a) análisis de medidas de tendencia central y de dispersión por reactivo. b) análisis de poder discriminativo de los reactivos. c) análisis factorial exploratorio, por el método de mínimos cuadrados generalizados con rotación varimax. d) análisis factorial confirmatorio, por el método de mínimos cuadrados generalizados, y e) análisis de consistencia interna por medio del Alpha de Cronbach por factor, escala total, y fiabilidad compuesta.

RESULTADOS

a) Análisis de medidas de tendencia central y de dispersión por reactivo

Los ítems deben tener la capacidad de poner de manifiesto las diferencias existentes entre los individuos y para ello, se debe conseguir ítems que maximicen la varianza del test, con media situada alrededor del punto medio de la escala y una desviación típica superior a 1 (Nunnally y Bernstein, 1995).

Tabla 1.

Análisis preliminar de los ítems

| Ítems | Media | Desviación Típica | Asimetría | Curtosis |
|---------|-------|-------------------|-----------|----------|
| Ítem 1 | 4,37 | 4,08 | 21,88 | 508,09 |
| Ítem 2 | 3,79 | 1,06 | -0,69 | -0,06 |
| Ítem 3 | 3,89 | 1,10 | -0,87 | 0,08 |
| Ítem 4 | 4,12 | 1,02 | -1,03 | 0,33 |
| Ítem 5 | 3,54 | 1,41 | -0,54 | -0,99 |
| Ítem 6 | 3,62 | 4,19 | 20,73 | 472,75 |
| Ítem 7 | 3,99 | 1,05 | -0,91 | 0,11 |
| Ítem 8 | 4,00 | 1,13 | -1,13 | 0,51 |
| Ítem 9 | 4,13 | 1,03 | -1,09 | 0,55 |
| Ítem 10 | 3,89 | 1,03 | -0,68 | -0,18 |
| Ítem 11 | 3,70 | 1,17 | -0,66 | -0,41 |
| Ítem 12 | 3,69 | 1,11 | -0,66 | -0,26 |
| Ítem 13 | 3,50 | 1,16 | -0,53 | -0,43 |



| | | | | |
|---------|------|------|-------|-------|
| Ítem 14 | 2,80 | 1,33 | 0,69 | -1,13 |
| Ítem 15 | 3,80 | 1,01 | -0,65 | 0,06 |

Fuente: Pazmay Ramos, S. G. (2020).

Como se observa en la tabla 1, el punto medio de la escala es 3.79, la media más alta corresponde al ítem 1 (4,37) y la media más baja corresponde al ítem 14 (2,80); la mayor variabilidad en las respuestas se observa en los ítems 6 (DS= 4,19) y 1 (DS= 4,08). Los índices de asimetría próximos a cero indican asimetría (Tornimbeni, 2008). En este caso, los índices de asimetría indican que los valores extremos de las preguntas 1 y 6 están sobre la media (la cola se extiende a la derecha) y los valores del resto de preguntas están bajo la media (la cola se extiende a la izquierda).

Las muestras con valores de curtosis próximo a 0 indican semejanza con la curva normal (Cuadras et al. 2019; Tornimbeni, 2008); en este caso los índices de curtosis señalan que existe una curtosis grande, puesto que se observa en la tabla 3 valores positivos extremos (colas altas). En los análisis de comprobación del supuesto de normalidad multivariada, a través de la estimación de los índices de la asimetría y curtosis, se infiere la presencia de normalidad multivariada, es decir, no existe una distribución normal en la muestra de este estudio (Rojas-Andrade et al. 2019).

Adicionalmente, respecto a la distribución de los ítems, se realizó la prueba Kolmogorov-Smirnov de Normalidad, puesto que el tamaño de la muestra es mayor a 50 datos, por medio de la cual se observó que ninguno de ellos se ajusta a

los parámetros de una distribución normal, es decir, el nivel de significación de todos los ítems fue menor a 0.05, consecuentemente la distribución de esta muestra es distinta a una distribución normal (Calderón y Gómez, 2014).

b) Análisis de poder discriminativo de los reactivos

El análisis de ítems es el primer paso en el proceso de demostrar empíricamente que un instrumento es adecuado, es una forma de establecer la validez del instrumento (Unda et al. 2016).

En las medidas de escala se puede determinar el índice de dificultad, ya que hay contestaciones dicotómicas, pero en las medidas ordinales, que es este caso, se debe calcular el índice de discriminación, que indica el que mejor conoce o sabe el concepto investigado, o que tiene una mayor o mejor actitud, este índice indica el nivel en que la pregunta diferencia del que conoce más sobre el tema del que conoce menos, muestra el nivel en que la pregunta diferencia al que refleja un nivel mayor de actitud del que refleja menos. Como regla general, los ítems/reactivos con índices de correlación suma total-ítem menores a 0,20 deben ser eliminados (Carrillo et al. 2016). Como se mira a continuación en la tabla 2, sólo el ítem 14 presenta una correlación de 0,124, es decir, un bajo nivel de discriminación.



Tabla 2.

Índice de discriminación de los 15 ítems

| Ítem | Correlación ítem-puntaje total |
|---|--------------------------------|
| 1. ¿Se le brinda atención cuando va a comunicarse con su líder? | ,462** |
| 2. ¿Cree que los comentarios o sugerencias que le hace a sus superiores son tomados en cuenta? | ,648** |
| 3. ¿Sus superiores le hacen sentir la suficiente confianza y libertad para discutir problemas sobre el trabajo? | ,663** |
| 4. ¿Se les permite hacer retroalimentación (preguntar) acerca de la información que recibieron? | ,608** |
| 5. ¿Tiene confianza con su líder para poder hablar sobre problemas personales? | ,622** |
| 6. ¿Recibe información de su líder sobre su desempeño? | ,509** |
| 7. ¿Recibe toda la información que necesita para poder realizar eficientemente su trabajo? | ,649** |
| 8. ¿Cree que su líder utiliza un lenguaje sencillo cuando se dirige a usted? | ,691** |
| 9. ¿Las instrucciones que recibe de su líder son claras? | ,682** |
| 10. ¿Su líder le da la información de manera oportuna? | ,431** |
| 11. ¿Existe un clima de confianza entre compañeros? | ,648** |
| 12. ¿Cree que hay integración y coordinación entre sus compañeros del mismo nivel para la solución de tareas y problemas? | ,629** |
| 13. ¿Cree que la comunicación entre sus compañeros del mismo nivel es de manera abierta? | ,522** |
| 14. ¿Cree que se oculta cierta información entre compañeros del mismo nivel? | ,124** |
| 15. ¿El lenguaje que emplean sus compañeros del mismo nivel es claro? | ,548** |

Fuente: Pazmay Ramos, S. G. (2020).

a) **Análisis factorial exploratorio, por el método de mínimos cuadrados generalizados con rotación varimax**

Para verificar la estructura de la prueba, y determinar su validez de constructo, lo primero que se hizo fue valorar la adecuación muestral por medio del Análisis Factorial Exploratorio (AFE), para ver si es posible aplicar un análisis factorial. El valor del determinante de la matriz de correlaciones es 0,002, lo que evidencia que las variables están linealmente relacionadas e indica que el modelo factorial es pertinente para el análisis de las variables. El valor de la prueba Kaiser Meyer Olkin (KMO) fue de 0,912 y la prueba de esfericidad de Bartlett arrojó un valor Chi-cuadrado de 3481,386 con 105 grados de libertad y altamente significativo (0,000), este valor de significancia menor a 0,05; indica que no es una matriz de identidad, es decir, sí existen correlaciones significativas entre las variables y reafirma la

pertinencia del modelo factorial en esta investigación (Arias et al. 2018; Rodríguez et al. 2018).

La diagonal de la matriz de correlación anti-imagen presenta coeficientes superiores a 0,80, sólo la pregunta 14 tienen el valor inferior de 0,488, valor que de por sí no es bajo (Livia y Ortiz, 2014), pero en contraste con los otros ítems se presenta bajo. En general, los ítems son adecuados para medir los tres distintos niveles de comunicación organizacional, es decir, existe validez de constructo.

Seguidamente, se realizó la factorización por medio del método de extracción de Mínimos Cuadrados Generalizados -debido al nivel ordinal de medición y al no cumplimiento del supuesto de normalidad de los ítems- y el método de rotación Varimax, encontrándose que con los autovalores iniciales, tres factores explican el 56,50 % de la varianza total de la prueba, como se muestra en la tabla 3, pero al revisar la suma de las saturaciones al cuadrado de la extracción, se ve



que los tres factores explican el 47,289 % de la varianza total, con valores totales de los factores 2 y 3 menores a 1. Estos

datos indican que los factores de extracción, especialmente el tercero, no sea relevante desde el punto de vista de la proporción de varianza que consigue explicar.

Tabla 3.

Varianza total explicada Método de extracción: Mínimos cuadrados generalizados.

| | Compo Autovalores iniciales nente | | | Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción | | | Suma de las saturaciones al cuadrado de la rotación | | |
|----|-----------------------------------|------------------|-------------|--|------------------|-------------|---|------------------|-------------|
| | Total | % de la varianza | % acumulado | Total | % de la varianza | % acumulado | Total | % de la varianza | % acumulado |
| 1 | 5,997 | 39,977 | 39,977 | 5,530 | 36,870 | 36,870 | 4,414 | 29,426 | 29,426 |
| 2 | 1,470 | 9,799 | 49,776 | ,935 | 6,232 | 43,102 | 2,610 | 17,403 | 46,829 |
| 3 | 1,009 | 6,728 | 56,504 | ,628 | 4,188 | 47,289 | 1,451 | 9,676 | 56,504 |
| 4 | ,981 | 6,540 | 63,045 | | | | | | |
| 5 | ,950 | 6,335 | 69,380 | | | | | | |
| 6 | ,745 | 4,967 | 74,347 | | | | | | |
| 7 | ,635 | 4,233 | 78,580 | | | | | | |
| 8 | ,516 | 3,441 | 82,021 | | | | | | |
| 9 | ,512 | 3,412 | 85,432 | | | | | | |
| 10 | ,456 | 3,043 | 88,475 | | | | | | |
| 11 | ,443 | 2,955 | 91,430 | | | | | | |
| 12 | ,413 | 2,752 | 94,182 | | | | | | |
| 13 | ,334 | 2,228 | 96,411 | | | | | | |
| 14 | ,285 | 1,897 | 98,308 | | | | | | |
| 15 | ,254 | 1,692 | 100,000 | | | | | | |

Fuente: Pazmay Ramos, S. G. (2020).



En la tabla 4, se observan los valores de la matriz rotada, se confirma que los tres niveles están medidos por todos los ítems del cuestionario, los ítems 1 y 6 son los que menos aportan, presentan un valor bajo en relación con los otros ítems.

Tabla 4.

Matriz de factores rotados. Método de extracción: Mínimos cuadrados generalizados. Método de rotación: Normalización Varimax con Kaiser

| PREGUNTAS | Factor | | |
|---|--------|------|------|
| | 1 | 2 | 3 |
| 3. ¿Sus superiores le hacen sentir la suficiente confianza y libertad para discutir problemas sobre el trabajo? | ,719 | ,362 | ,180 |
| 4. ¿Se les permite hacer retroalimentación (preguntar) acerca de la información que recibieron? | ,611 | ,342 | ,220 |
| 2. ¿Cree que los comentarios o sugerencias que le hace a sus superiores son tomados en cuenta? | ,586 | ,376 | ,237 |
| 5. ¿Tiene confianza con su líder para poder hablar sobre problemas personales? | ,552 | ,403 | ,160 |
| 12. ¿Cree que hay integración y coordinación entre sus compañeros del mismo nivel para la solución de tareas y problemas? | ,513 | ,217 | ,500 |
| 6. ¿Recibe información de su líder sobre su desempeño? | ,157 | ,127 | ,059 |
| 1. ¿Se le brinda atención cuando va a comunicarse con su líder? | ,128 | ,109 | ,044 |
| 9. ¿Las instrucciones que recibe de su líder son claras? | ,281 | ,867 | ,222 |
| 8. ¿Cree que su líder utiliza un lenguaje sencillo cuando se dirige a usted? | ,382 | ,591 | ,316 |
| 7. ¿Recibe toda la información que necesita para poder realizar eficientemente su trabajo? | ,462 | ,507 | ,192 |
| 10. ¿Su líder le da la información de manera oportuna? | ,203 | ,409 | ,087 |
| 13. ¿Cree que la comunicación entre sus compañeros del mismo nivel es de manera abierta? | ,186 | ,077 | ,795 |
| 11. ¿Existe un clima de confianza entre compañeros? | ,415 | ,229 | ,662 |
| 15. ¿El lenguaje que emplean sus compañeros del mismo nivel es claro? | ,137 | ,306 | ,618 |
| 14. ¿Cree que se oculta cierta información entre compañeros del mismo nivel? | -,266 | ,043 | ,323 |

a. La rotación ha convergido en 5 iteraciones.

Fuente: Datos procesados por el programa SPSS. Pazmay Ramos, S. G. (2020).



En la tabla 5 se aprecia el reporte de comunalidades (h^2), el ítem 1 apenas correlaciona con las otras preguntas. También se observan valores extremos que fluctuaron entre ,063 (ítem 1) y 0,883 (ítem 9); de estos datos se desprende la heterogeneidad de las comunalidades que arrojan valores extremos e indican la presencia de multicolinealidad (Kline, 2016) o redundancia entre los ítems, lo que implica la consideración de la eliminación de los ítems que no aportan al modelo.

Tabla 5.

Tabla de comunalidades. Método de extracción: Mínimos cuadrados generalizados

| Ítem | H^2 |
|---|-------|
| 1. ¿Se le brinda atención cuando va a comunicarse con su líder? | ,063 |
| 2. ¿Cree que los comentarios o sugerencias que le hace a sus superiores son tomados en cuenta? | ,577 |
| 3. ¿Sus superiores le hacen sentir la suficiente confianza y libertad para discutir problemas sobre el trabajo? | ,706 |
| 4. ¿Se les permite hacer retroalimentación (preguntar) acerca de la información que recibieron? | ,570 |
| 5. ¿Tiene confianza con su líder para poder hablar sobre problemas personales? | ,524 |
| 6. ¿Recibe información de su líder sobre su desempeño? | ,109 |
| 7. ¿Recibe toda la información que necesita para poder realizar eficientemente su trabajo? | ,535 |
| 8. ¿Cree que su líder utiliza un lenguaje sencillo cuando se dirige a usted? | ,634 |
| 9. ¿Las instrucciones que recibe de su líder son claras? | ,883 |
| 10. ¿Su líder le da la información de manera oportuna? | ,264 |
| 11. ¿Existe un clima de confianza entre compañeros? | ,705 |
| 12. ¿Cree que hay integración y coordinación entre sus compañeros del mismo nivel para la solución de tareas y problemas? | ,599 |
| 13. ¿Cree que la comunicación entre sus compañeros del mismo nivel es de manera abierta? | ,688 |
| 14. ¿Cree que se oculta cierta información entre compañeros del mismo nivel? | ,257 |
| 15. ¿El lenguaje que emplean sus compañeros del mismo nivel es claro? | ,516 |

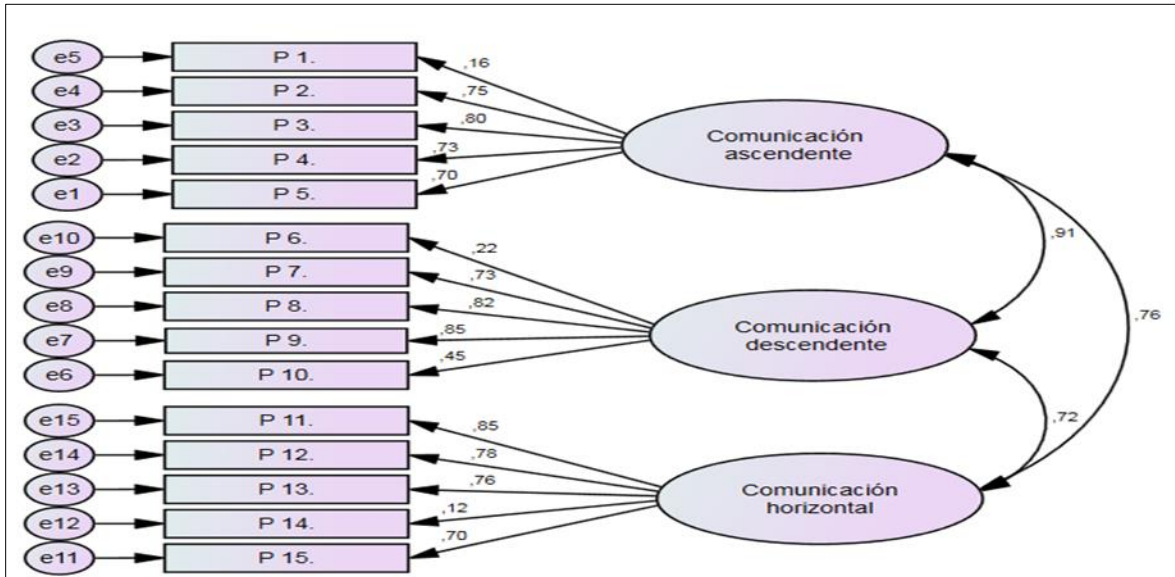
Fuente: Pazmay Ramos, S. G. (2020).

d) Análisis factorial confirmatorio, por el método de mínimos cuadrados generalizados

Se realizó un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) mediante el método de Mínimos Cuadrados Generalizados, debido al nivel ordinal de medición y el no cumplimiento del supuesto de normalidad de los ítems, como ya se indicó antes; con el fin de confirmar empíricamente la estructura conceptual establecida *a priori*.

Figura 1.

Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) mediante el método de Mínimos Cuadrados Generalizados.



Fuente: Pazmay Ramos, S. G. (2020).

Se ve en el gráfico 1, que a excepción de los siguientes ítems: 1 (.16) en el factor comunicación ascendente, 6 (.22) en el factor comunicación descendente y 14 (.12) en el factor comunicación horizontal, todos los restantes ítems presentan importantes cargas factoriales estandarizadas en los tres niveles. Valores que reflejan la unidimensionalidad del instrumento.

En la tabla 6 se ven los valores Chi-cuadrado de bondad de ajuste ($X^2 = 141,360$; $gl = 63$; $p < 0,001$). La razón entre la X^2 de bondad de ajuste sobre sus grados de libertad es 2,204 (menor que 3), lo que permite aceptar el modelo (Marentes-Castillo et al. 2019; Arias y García, 2018; Cole y Maxwell, 1985).

Tabla 6

Prueba de la bondad de ajuste

| Chi-cuadrado | gl | Sig. |
|--------------|----|------|
| 141,36 | 63 | ,000 |

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 7

Valores estimados según el AFC

| | | | Estimate | S.E. | C.R. | P | Label |
|------------|------|----|----------|------|--------|------|-------|
| Pregunta5 | <--- | F1 | 1,000 | | | | |
| Pregunta4 | <--- | F1 | ,762 | ,050 | 15,307 | *** | |
| Pregunta3 | <--- | F1 | ,875 | ,054 | 16,325 | *** | |
| Pregunta2 | <--- | F1 | ,819 | ,051 | 15,956 | *** | |
| Pregunta1 | <--- | F1 | ,660 | ,195 | 3,379 | *** | |
| Pregunta10 | <--- | F2 | 1,000 | | | | |
| Pregunta9 | <--- | F2 | 1,919 | ,184 | 10,439 | *** | |
| Pregunta8 | <--- | F2 | 2,077 | ,216 | 9,636 | *** | |
| Pregunta7 | <--- | F2 | 1,705 | ,179 | 9,547 | *** | |
| Pregunta6 | <--- | F2 | 2,050 | ,458 | 4,474 | *** | |
| Pregunta15 | <--- | F3 | 1,000 | | | | |
| Pregunta14 | <--- | F3 | ,214 | ,087 | 2,478 | ,013 | |
| Pregunta13 | <--- | F3 | 1,235 | ,080 | 15,411 | *** | |
| Pregunta12 | <--- | F3 | 1,257 | ,085 | 14,809 | *** | |
| Pregunta11 | <--- | F3 | 1,454 | ,089 | 16,255 | *** | |

Fuente: Pazmay Ramos, S. G. (2020).

En la escala de valores estimados, éstos deben ser altos, porque eso significa que sí aportan a la variable que se investiga; cuando hay valores altos, simbolizan que ayudan a explicar la variable que se investiga, que el factor latente sí está siendo explicado por las variables observadas (Navarro y Reyes, 2016), en este caso, como se ve en la tabla 7, el ítem 14 es el que menos aporta al nivel 3.

De igual manera, los valores C.R. deben ser mayores que 1,96 (supuesto de normalidad), las variables con valores mayores que 1,96 sí ayudan a explicar la variable que se investiga, en este caso, todos los ítems sí miden el constructo que se quiere medir.

Así también se debe revisar el valor P (significancia estadística), éste debe ser menor que 0.05, mientras más cercano a cero, significa que esa variable o pregunta sí aporta a la investigación; por otro lado, los asteriscos indican que son valores bajo cero, o sea que sí aportan. En la tabla 7 se observa que el factor 1 pesa sobre las preguntas 5, 4, 3, 2 y 1; todos tienen asteriscos, o sea, bajo cero (menor que 0,01), que sí son significativas y que sí aportan; el factor 2 pesa sobre las preguntas 10, 9, 8, 7, y 6, todos tienen asteriscos y finalmente, el factor 3 pesa sobre las preguntas 15, 13, 12, y 11, todos tienen asteriscos, la pregunta 14 presenta un valor de 0.013 (menor que 0.05), es decir, sí es significativa y sí aporta.

Tabla 8

Valores estimados estandarizados

| Standardized Regression Weights: (Group number 1 - Default model) | | |
|---|---------|----------|
| | | Estimate |
| Pregunta5 | <--- F1 | ,703 |
| Pregunta4 | <--- F1 | ,735 |
| Pregunta3 | <--- F1 | ,803 |
| Pregunta2 | <--- F1 | ,750 |
| Pregunta1 | <--- F1 | ,156 |
| Pregunta10 | <--- F2 | ,448 |
| Pregunta9 | <--- F2 | ,853 |
| Pregunta8 | <--- F2 | ,822 |
| Pregunta7 | <--- F2 | ,733 |
| Pregunta6 | <--- F2 | ,220 |
| Pregunta15 | <--- F3 | ,695 |
| Pregunta14 | <--- F3 | ,123 |
| Pregunta13 | <--- F3 | ,761 |
| Pregunta12 | <--- F3 | ,782 |
| Pregunta11 | <--- F3 | ,848 |

Fuente: Pazmay Ramos, S. G. (2020).

En el análisis de valores estimados estandarizados, se debe ver que éstos estén más cercanos a 1, lo que indica que esos valores sí son significativos y que sí aportan esos ítems, es decir, esos ítems sí miden las variables latentes que se quiere medir. En este caso, como se ve en la tabla 8, los ítems 1, 6 y 14 son los que presentan los valores más bajos.

El índice de ajuste comparativo (CFI) y el índice de bondad de ajuste (GFI) deben ser de 0.90 para arriba para interpretarse como que el modelo sí sirve, si no, se dice que el modelo no se ajusta y se debe hacer algún cambio para que el modelo se ajuste (Rodríguez et al. 2017; Hu y Bentler, 1999). En este caso tenemos un CFI de 0.678, y un GFI de 0.94.

Asimismo, la raíz cuadrada de la media de los residuos (RMR) debe presentar un valor menor que 0,08 y la raíz cuadrada de media del error de aproximación (RMSEA) debe presentar valores entre 0.05 y 0.10 para ser considerados aceptables (Marentes-Castillo, 2019; Cole & Maxwell, 1985). En este caso se ve un RMR de 0.167 y un RMSEA de 0.059.

e) Análisis de consistencia interna por medio del Alpha de Cronbach por factor, escala total y fiabilidad compuesta

Cuando se utiliza un conjunto de ítems que tienen la misma unidad de medida, la interpretación se realiza con la fiabilidad del valor del alfa de Cronbach, que utiliza la correlación entre los ítems, de tal manera que cuanto mayor sea la correlación entre los ítems más probable será que el instrumento sea consistente (Sicilia et al., 2017). En esta investigación se obtuvo un Alfa de Cronbach de 0.713.

Conviene observar también con detenimiento la información relacionada con “Correlación elemento-total corregida”. Esta correlación indica la correlación lineal entre el ítem y la puntuación total (sin considerar el ítem que se está evaluando), señalando la magnitud y la dirección de esta relación. Los ítems cuyos coeficientes ítem-total arrojan valores menores que 0.35 deben ser desechados o reformulados ya que las correlaciones a partir de 0.35 son estadísticamente significativas más allá del nivel del 1 % (Cohen y Manion, 1990). Una baja correlación entre el ítem y la puntuación total puede deberse a diversas causas, ya sea



de mala redacción del ítem o que el ítem no sirve para medir lo que se desea medir. Como se ve en la tabla 9, los ítems: 1, 6

y 14 presentan valores bajos en la correlación elemento-total corregido, así también se ve que al eliminar estos ítems sube el Alfa de Cronbach,

Tabla 9

Correlación Elemento-Total Corregida. Alfa de Cronbach si se elimina el elemento

| Ítem | Correlación Elemento-Total Corregida | Alfa de Cronbach si se elimina el elemento |
|---|--------------------------------------|--|
| 1. ¿Se le brinda atención cuando va a comunicarse con su líder? | ,146 | ,775 |
| 2. ¿Cree que los comentarios o sugerencias que le hace a sus superiores son tomados en cuenta? | ,594 | ,683 |
| 3. ¿Sus superiores le hacen sentir la suficiente confianza y libertad para discutir problemas sobre el trabajo? | ,609 | ,681 |
| 4. ¿Se les permite hacer retroalimentación (preguntar) acerca de la información que recibieron? | ,552 | ,687 |
| 5. ¿Tiene confianza con su líder para poder hablar sobre problemas personales? | ,544 | ,679 |
| 6. ¿Recibe información de su líder sobre su desempeño? | ,192 | ,770 |
| 7. ¿Recibe toda la información que necesita para poder realizar eficientemente su trabajo? | ,595 | ,683 |
| 8. ¿Cree que su líder utiliza un lenguaje sencillo cuando se dirige a usted? | ,638 | ,678 |
| 9. ¿Las instrucciones que recibe de su líder son claras? | ,633 | ,682 |
| 10. ¿Su líder le da la información de manera oportuna? | ,359 | ,699 |
| 11. ¿Existe un clima de confianza entre compañeros? | ,588 | ,681 |
| 12. ¿Cree que hay integración y coordinación entre sus compañeros del mismo nivel para la solución de tareas y problemas? | ,569 | ,684 |
| 13. ¿Cree que la comunicación entre sus compañeros del mismo nivel es de manera abierta? | ,449 | ,691 |
| 14. ¿Cree que se oculta cierta información entre compañeros del mismo nivel? | ,016 | ,724 |
| 15. ¿El lenguaje que emplean sus compañeros del mismo nivel es claro? | ,486 | ,692 |

Fuente: Pazmay Ramos, S. G. (2020).

Puesto que los datos corresponden a una variable cualitativa, y no están normalmente distribuidos, es pertinente estimar el coeficiente rho de Spearman, que mide la asociación entre rangos (Tornimbeni, 2008). Como se observa en la tabla 45, los coeficientes de correlación inter-ítem, mayormente son valores altos y positivos, lo que verifica la estabilidad de los resultados obtenidos. A continuación, en la tabla 10 se presenta la matriz de

correlación entre los 15 ítems que componen el test, cuanto mayor es la magnitud del coeficiente de correlación entre los ítems más elevada será la confiabilidad del test. Se recomienda que en general el valor de la correlación media inter-ítem esté situado entre 0,15 y 0,50 (Briggs y Cheek, 1986). En este caso la correlación media inter ítems es de 0.42, con un rango de 0.02 a 0.66.

Tabla 10

Correlación Spearman inter-ítem

| | P1 | P2 | P3 | P4 | P5 | P6 | P7 | P8 | P9 | P10 | P11 | P12 | P13 | P14 | P15 |
|-----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|-------|------|
| P1 | 1 | 0,54 | 0,56 | 0,44 | 0,52 | 0,46 | 0,44 | 0,62 | 0,59 | 0,33 | 0,41 | 0,46 | 0,29 | -0,04 | 0,32 |
| P2 | 0,54 | 1 | 0,59 | 0,5 | 0,54 | 0,46 | 0,5 | 0,5 | 0,54 | 0,27 | 0,47 | 0,45 | 0,28 | -0,02 | 0,3 |
| P3 | 0,56 | 0,59 | 1 | 0,58 | 0,54 | 0,49 | 0,5 | 0,55 | 0,53 | 0,33 | 0,43 | 0,55 | 0,31 | -0,11 | 0,26 |
| P4 | 0,44 | 0,5 | 0,58 | 1 | 0,49 | 0,41 | 0,51 | 0,47 | 0,51 | 0,35 | 0,41 | 0,47 | 0,32 | -0,08 | 0,3 |
| P5 | 0,52 | 0,54 | 0,54 | 0,49 | 1 | 0,56 | 0,5 | 0,49 | 0,55 | 0,3 | 0,44 | 0,46 | 0,26 | -0,05 | 0,24 |
| P6 | 0,46 | 0,46 | 0,49 | 0,41 | 0,56 | 1 | 0,53 | 0,51 | 0,5 | 0,34 | 0,42 | 0,35 | 0,33 | 0,06 | 0,26 |
| P7 | 0,44 | 0,5 | 0,5 | 0,51 | 0,5 | 0,53 | 1 | 0,47 | 0,58 | 0,34 | 0,38 | 0,41 | 0,25 | -0,10 | 0,26 |
| P8 | 0,62 | 0,5 | 0,55 | 0,47 | 0,49 | 0,51 | 0,47 | 1 | 0,66 | 0,32 | 0,45 | 0,42 | 0,37 | 0,04 | 0,44 |
| P9 | 0,59 | 0,54 | 0,53 | 0,51 | 0,55 | 0,5 | 0,58 | 0,66 | 1 | 0,46 | 0,45 | 0,41 | 0,25 | -0,02 | 0,39 |
| P10 | 0,33 | 0,27 | 0,33 | 0,35 | 0,3 | 0,34 | 0,34 | 0,32 | 0,46 | 1 | 0,22 | 0,28 | 0,2 | 0,03 | 0,26 |
| P11 | 0,41 | 0,47 | 0,43 | 0,41 | 0,44 | 0,42 | 0,38 | 0,45 | 0,45 | 0,22 | 1 | 0,59 | 0,59 | 0,05 | 0,5 |
| P12 | 0,46 | 0,45 | 0,55 | 0,47 | 0,46 | 0,35 | 0,41 | 0,42 | 0,41 | 0,28 | 0,59 | 1 | 0,49 | -0,05 | 0,41 |
| P13 | 0,29 | 0,28 | 0,31 | 0,32 | 0,26 | 0,33 | 0,25 | 0,37 | 0,25 | 0,2 | 0,59 | 0,49 | 1 | 0,24 | 0,54 |
| P14 | 0,04 | 0,02 | 0,11 | 0,08 | 0,05 | 0,06 | 0,1 | 0,04 | 0,02 | 0,03 | 0,05 | 0,05 | 0,24 | 1 | 0,19 |
| P15 | 0,32 | 0,3 | 0,26 | 0,3 | 0,24 | 0,26 | 0,26 | 0,44 | 0,39 | 0,26 | 0,5 | 0,41 | 0,54 | 0,19 | 1 |

Fuente: Pazmay Ramos, S. G. (2020).

Con el fin de tomar en cuenta las interrelaciones de los constructos extraídos y obtener un estadístico más adecuado, se calculó el índice de la fiabilidad compuesta (fiabilidad más completa que el alfa de Cronbach). Como se puede ver en la tabla 11, cuando se toman en cuenta todos los ítems del test, sólo el tercer nivel (comunicación horizontal) presenta un índice de fiabilidad compuesta fiable, no así los otros dos niveles. Según [Hair et al. \(1998\)](#), la fiabilidad compuesta debe presentar valores superiores a 0.70 para considerar fiable el instrumento. Cuando eliminamos los ítems: el 1 en el nivel 1, el ítem 6 en el segundo nivel, y el 14 en el tercer nivel, sí se alcanzan índices de fiabilidad compuesta fiables en todos los niveles.

Tabla 11

Índice de fiabilidad compuesta

| | Todos los ítems | Sin el ítem 1, 6, y 14 respectivamente |
|---|-----------------|--|
| Primer nivel: Comunicación ascendente | 0.36 | 0.80 |
| Segundo nivel: Comunicación descendente | 0.35 | 0.81 |
| Tercer nivel: Comunicación horizontal | 0.77 | 0.83 |

Fuente: Pazmay Ramos, S. G. (2020).



f) Validez convergente y divergente

La validez convergente prueba que los constructos que se espera estén todos relacionados, de hecho, lo estén. La forma más práctica de corroborar esto es considerar las cargas factoriales estandarizadas. Si todos tienen valores mayores a 0.6 o 0.7, podemos asegurar que contamos con validez convergente (Fornell y Larcker, 1981). Como se ve arriba en el gráfico 1, las cargas factoriales de las preguntas: 1, 6, 10 y 14 presentan valores inferiores a 0.6.

La validez divergente o discriminante comprueba que un constructo determinado mide un concepto distinto de otros constructos. Para llevar a cabo esta comprobación tiene que cumplirse que la varianza de un constructo que comparte con sus indicadores sea mayor que la que pueda compartir con otros constructos incluidos en el modelo (Martínez, et al., 2019). Fornell y Larcker (1981) recomiendan comprobar que la Varianza Media Extractada (VME) de cada constructo sea mayor que el cuadrado de las correlaciones entre ese constructo y cada uno de los otros. Una correlación alta indica que la escala mide el concepto deseado. Si es mayor que 0.5 indica que el constructo explica más de la mitad de la varianza de todos los indicadores que lo componen (Haig y Borsboom, 2008).

En este caso, la correlación del primer factor con el segundo es 0.91, el cuadrado de este valor (0.83) es mayor que la VME de los dos factores (0.45 y 0.44 respectivamente), por lo que no hay validez divergente o discriminante, debe ser menor para señalar que hay validez divergente. La correlación del segundo factor con el tercero es 0.72, el cuadrado (0.52) de este valor es mayor que la VME de los dos factores (0.44 y 0.482 respectivamente). No hay validez divergente. La correlación del primer factor con el tercero es 0.76, el cuadrado de este valor (0.58) es mayor que las VME (0.45 y 0.482). No hay validez divergente.

DISCUSIÓN

El propósito del presente estudio fue determinar las características psicométricas del Test de Comunicación Organizacional de Portugal en organizaciones ecuatorianas.

Este test está siendo aplicado últimamente en instituciones nacionales, como medio de evaluar la comunicación institucional, sin embargo, en el país no existen

investigaciones psicométricas sobre dicho instrumento, a pesar de que en la actualidad es fundamental la valoración de la comunicación organizacional como un elemento vital del desempeño organizacional.

Como resultado de la validación estadística del instrumento, se revelan indicadores de validez y fiabilidad en términos de la composición factorial, consistencia interna e, incluso, en las propiedades de los ítems.

Los resultados indican, según los índices de asimetría y curtosis, que no existe una distribución normal en la muestra de este estudio. De todos los ítems del test, sólo el ítem 14, correspondiente al nivel de comunicación horizontal, presenta un bajo nivel de discriminación. La diagonal de la matriz de correlación anti-imagen en el AFE practicado, señala que el ítem 14 es el menos adecuado para medir la variable. La factorización por medio del método de extracción de Mínimos Cuadrados Generalizados confirmó la pertinencia del instrumento para medir la comunicación organizacional; aunque el tercer nivel es el que presenta un porcentaje no muy relevante para explicar la varianza.

La matriz rotada del AFE señala que los ítems 1 y 6 son los que menos aportan a la medición de sus correspondientes niveles. En el reporte de comunalidades, el ítem 1 es el que menos se correlaciona con los otros ítems.

A través del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) se obtuvieron distintos índices de ajuste. Los índices C.R., el valor P, el GFI, y RMSEA son aceptables y nos refieren que el modelo tiene un buen ajuste; los índices CFI y RMR, aunque no presentan valores bajos, no alcanzan valores aceptables, lo que indica que el instrumento requiere algún ajuste para alcanzar una estructura factorial válida.

El instrumento cuenta con un buen nivel de confiabilidad. Se alcanza un Alfa de Cronbach del instrumento de 0.713. Según el análisis de la correlación elemento-total corregido y el índice de fiabilidad compuesta, los ítems 1, 6, y especialmente el 14 deben ser examinados. Los coeficientes de correlación inter-ítem, mayormente son valores altos y positivos y la correlación media inter ítems presenta un coeficiente aceptable de 0.42. En cuanto a la validez convergente y divergente, se observa que éstas se ven afectadas por los ítems 1, 6, y 14.



En términos generales se observa que los ítems 1, 6, y en especial el 14, tienen comportamientos no muy aceptables. En algunos indicadores estos ítems presentan valores aceptables y en otros indicadores no. Ante la falta de estudios psicométricos de este instrumento en la realidad ecuatoriana, es indispensable realizar más estudios que confirmen la pertinencia de la estructura factorial válida para la realidad ecuatoriana.

Se recomienda, en base a los todos los índices calculados en este estudio, eliminar o reconsiderar el ítem 14 y una vez hecho este ajuste, replicar el estudio para determinar la validez de constructo del instrumento con los cambios realizados.

El presente estudio es una primera aproximación al análisis psicométrico de instrumentos de evaluación psicológica en las organizaciones, y específicamente al análisis Test de Comunicación organizacional de Portugal en el contexto laboral ecuatoriano.

Limitaciones y futuros estudios.

Una limitación de esta investigación es la especificidad territorial de la muestra utilizada, por lo que se sugiere continuar estudios en distintas organizaciones para comprobar la pertinencia del instrumento. Otra limitación del presente estudio es que sus variables han sido íntegramente evaluadas con una modalidad autoadministrable; además la muestra ha sido intencional, lo que podría generar un sesgo en el muestreo, aunque se hayan tomado los recaudos pertinentes. Es importante mencionar que el presente es el primer estudio psicométrico en el contexto laboral ecuatoriano que mide comunicación organizacional. Contar con esta investigación constituye un aporte a la comprensión de factores institucionales que pueden incidir en la comunicación interna de las organizaciones, aspecto crucial para la discusión y análisis de la dinámica organizacional.

En relación con futuras líneas de investigación, debería ampliarse la muestra, no sólo en número, sino también en representatividad de la población.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Arango-Lasprilla, J., Rivera, D., Longoni, M., Saracho, C., Garza, M., Aliaga, A. y Perrin, P. (2015). Modified Wisconsin Card Sorting Test (M-WCSY). Normative data for the latin american spanish speaking adult population. *NeuroRehabilitation*, 37, 563-590. DOI: <https://doi.org/10.3233/NRE-151280>
- Arias, J., Castejón, F. y Yuste, J. (2013). Propiedades psicométricas de la escala de intencionalidad de ser físicamente activo en educación primaria. *Revista de Educación* 362. 485-505.
- [Google Scholar](#)
- Arias, P. y García, F. (2018). Propiedades psicométricas de la escala de satisfacción con la vida en población ecuatoriana adulta. *Pensamiento psicológico*, 16 (2), DOI: <https://doi.org/10.11144/Javerianacali.PPSI16-2.ppes>
- Arias, W., Rivera, R. y Ceballos, K. (2018). Análisis psicométrico de la Escala de Satisfacción Familiar de Wilson y Olson en una muestra de trabajadores de Arequipa. *Ciencia y Trabajo*, 20(61), pp. 56-60. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-24492018000100056>
- Briggs, S. & Cheek, J. (1986). The role of factor analysis in the development and evaluation of personality scales. *Journal of Personality*, 54, pp. 106-148. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1986.tb00391.x>
- Calderón, C. y Gómez, C. (2014). Análisis factorial de ítems de respuesta forzada: una revisión y un ejemplo. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 46(1), pp. 24-34. [https://doi.org/10.1016/S0120-0534\(14\)70003-2](https://doi.org/10.1016/S0120-0534(14)70003-2)
- Carrillo, G., Sánchez, B. y Vargas, E. (2016). Desarrollo y pruebas psicométricas del Instrumento "cuidar" - versión corta para medir la competencia de cuidado en el hogar. *Rev Univ Ind Santander Salud*, 48(2), pp. 222-231. <http://dx.doi.org/10.18273/revsal.v48n2-2016007>
- Cheney, G., Thoger, L., Zorn, T. y Ganesh, S. (2010). *Organizational communication in an age of globalization*. Second Edition. USA, Illinois: Waveland Inc.
- [Google Scholar](#)
- Cohen, L. y Manion, L. (1990). Introducción; La naturaleza de la investigación, en *Métodos de Investigación Educativa*. España, Madrid: Ediciones La Muralla.
- [Google Scholar](#)
- Cole, D. y Maxwell, J. (1985). Multitrait-multimethod comparisons across populations: A confirmatory factor analysis approach. *Multivariate Behavioral Research*, 18, pp. 147-167. DOI: https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2004_3
- Cuadras, C., Díaz, W. y Salvo-Garrido, S. (2019). Two generalized bivariate FGM distributions and rank reduction. *Communications in Statistics-Theory and Method*. DOI <https://doi.org/10.1080/03610926.2019.1620280s>
- Fornell, C. y Larcker, D. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error: Algebra and statistics. *Journal of Marketing Research*, 18(3), pp. 39-50. DOI: <https://doi.org/10.2307/3150980>
- García, E., Garza, R., Sáenz, L. y Sepúlveda, L. (2013). *Formación de emprendedores*. México: Grupo Editorial Patria.
- Geparth, R., Savall, H., Zardet, V. y Bonnet, M. (2014). *Organizational development and measurement: toward a new direction*. Hal hyper article en ligne. <https://hal-univ-lyon3.archives-ouvertes.fr/hal-01009963>
- Gregory, R. (2012). *Pruebas psicológicas: Historia, principios y aplicaciones*. México: Pearson.



- Haig, B. y Borsboom, D. (2008). On the conceptual foundations of psychological measurement. *Measurement: Interdisciplinary Research and Perspectives*, 6, pp. 1-6. <http://dx.doi.org/10.1080/>
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R. y Black, W. (1998). *Multivariate data analysis*. 5ta Ed. USA, New Jersey: Prentice Hall.
- Hoyos, A., Hincapié, C. & Pabón, M. (2009). Los indicadores de medida en la Comunicación Organizacional. *Revista Comunicación*, (26), p.p. 121- 131. ISSN 0120-1166
- [Google Scholar](#)
- Hu, L. y Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), pp. 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Ivancevich, J. y Konopaske, R. (2012). *Human Resource Management: 12th Edition*. USA: McGraw-Hill Higher Education.
- Kline, R. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling*. USA, New York: The Guilford Press.
- Livia, J. y Ortiz, M. (2014). *Construcción de pruebas psicométricas: aplicaciones a las ciencias sociales y de la salud*. Perú, Lima: Editorial Universitaria.
- [Google Scholar](#)
- López, M., Restrepo, L, y López, G. (2013). Resistencia al cambio en organizaciones modernas. *Scientia et Technica* 18(1). ISSN 0122-1701.
- Marentes-Castillo, M. (2019). La adherencia al ejercicio físico en la población general de la zona metropolitana de Monterrey, N.L., México. [Tesis doctoral]. Universidad Autónoma de Nuevo León, México.
- Marentes-Castillo, M., Zamarripa, J. & Castillo, I. (2019). Validation of the Grit Scale and the Treatment Self-Regulation Questionnaire (TSRQ) in the Mexican context. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 51(1), pp. 9-18. <http://dx.doi.org/10.14349/rlp.2019.v51.n1.2>
- Martínez, P., Conchado, A., Andreu, Y. & Galdón, M. (2019). Psychometric properties of the Brief Symptom Inventory-18 in a heterogeneous sample of adult cancer patients. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 51(1), pp. 1-8. <http://dx.doi.org/10.14349/rlp.2019.v51.n1.1>
- Montero, I. y León, O. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), pp. 847-862. ISSN 1697-2600
- [Google Scholar](#)
- Navarro, G. y Reyes, I. (2016). Validación Psicométrica de la Adaptación Mexicana del Child Feeding Questionnaire. *Acta de Investigación Psicológica*, 6(1), pp. 2337-2349. [https://doi.org/10.1016/S2007-4719\(16\)30054-0](https://doi.org/10.1016/S2007-4719(16)30054-0)
- Nunnally, J. y Bernstein, Y. (1995). *Teoría psicométrica*. México: McGraw-Hill.
- [Google Scholar](#)
- Pazmay, S. y Ortiz, A. (2018). Clima organizacional en las industrias ecuatorianas de calzado. *Cuadernos Latinoamericanos de Administración*, 14(26). <https://doi.org/10.18270/cuaderlam.v14i26.2606>
- Rodríguez, L., Oñate, M. y Mesurado, B. (2017). Revisión del Cuestionario de Emociones Positivas para adolescentes. Propiedades psicométricas de la nueva versión abreviada. *Universitas Psychologica* 16(3), pp. 1-13. DOI: <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy16-3.rcep>
- Rodríguez, A., García, M., y Cerdá, M. Coords (2018). *La empresa comunica: protocolo y lenguaje organizacional*. España: Gedisa editorial.
- [Google Scholar](#)



Rodríguez, L. Parra, J., Chinome, J. y Fonseca, G. (2018). Propiedades psicométricas y baremación de la prueba ENFEN en zonas rurales y urbanas de Tunja (Colombia). *Divers.: Perspect. Psicol*, 14(2), pp. 339-350. DOI: <https://doi.org/10.15332/1794-9998.2018>

Rojas-Andrade, R., Cabello, P., Leiva, L. y Castillo, N. (2019). Adaptación psicométrica de la Escala de Sentido de Comunidad (SCI-II) en escuelas públicas chilenas. *Acta Colombiana de Psicología*, 22(1), pp. 273-284. <http://www.dx.doi.org/10.14718/ACP.2019.22.1.13>

Sicilia, A., Alcaraz-Ibañez, M., Lirola, M. y Burgueño, R. (2017). Propiedades psicométricas de la versión española del Cuestionario de Contenido de Metas en el Ejercicio. *Revista Latinoamericana de Psicología* 49. pp. 182-193. <http://dx.doi.org/10.1016/j.rlp.2016.10.001>

Tornimbeni, S. (2008). *Introducción a la psicometría*. Argentina, Buenos Aires: Paidós.

[Google Scholar](#)

Unda, S., Uribe, F., Jurado, S., García, M., Tovalín, H. y Juárez, A. (2016). Elaboración de una escala para valorar los factores de riesgo psicosocial en el trabajo de profesores universitarios. *Journal of Work and Organizational Psychology* 32. pp. 67-74. <http://dx.doi.org/10.1016/j.rpto.2016.04.004>

Villalobos, A. (2018). Instrumento para evaluar la comunicación interna en las micro y pequeñas empresas, caso zona Bajío- México. *UPGTO Management Review*, 3(2). ISSN-e 2007-977X

