

# Propiedades Psicométricas del Cuestionario de Motivación Docente Universitario en Población Peruana

## Psychometric Properties of the University Teaching Motivation Questionnaire in the Peruvian Population

Jaime Marreros Tananta<sup>1</sup>, Shary Zulliet Leyton Vigo<sup>2</sup>, Jordy Anthony Parra-Chiroque<sup>3</sup>,  
Natalie Yaneth Arotinco Suica<sup>4</sup> y Jesus Manuel Guerrero Alcedo<sup>5</sup>

### Resumen

La motivación docente es aquel impulso o entusiasmo que lleva a alguien poder alcanzar una meta en beneficio de sus estudiantes. El enfoque de este estudio es cuantitativo, no experimental, instrumental y transversal. Tiene por objetivo evaluar las propiedades psicométricas del Cuestionario Motivación Docente Universitario (CMDU), para ello se accedió a una muestra de 246 docentes de una universidad privada de Lima, de los cuales 122 son mujeres (49.6%) y 124 hombres (50.4%) en edades entre 26 y 78 años. En el AFC se observa una estructura de cuatro factores que permiten que se ajuste al modelo  $X^2/gl=1.081$ , CFI y TLI=99, SRMR=.060 RMSA=.018. Se realizó una validez de contenido, constructo y confiabilidad  $\alpha=.943$  y  $\omega=.943$ . En conclusión el CMDU tiene potencial para poder medir motivación en docentes universitarios, ya que cuenta con las propiedades psicométricas adecuadas.

**Palabras clave:** motivación, psicometría, docente, cuestionario

### Abstract

Teacher motivation is the impulse or enthusiasm that leads someone to achieve a goal for the benefit of their students. The approach of this study is quantitative, non-experimental, instrumental, and cross-sectional. Its objective is to evaluate the psychometric properties of the University Teaching Motivation Questionnaire (CMDU), for which a sample of 246 professors from a private university in Lima was accessed, of which 122 are women (49.6%) and 124 men (50.4%) between the ages of 26 and 78 years. In the TFA, a four-factor structure is observed that allows it to fit the model  $X^2/gl=1.081$ , CFI and TLI=.99, SRMR=.060 RMSA=.018. Content, construct validity and reliability were performed  $\alpha=.943$  and  $\omega=.943$ . In conclusion, the CMDU has the potential to measure motivation in university professors, since it has the appropriate psychometric properties.

**Keywords:** motivation, psychometry, teacher, questionnaire

<sup>1</sup>Licenciado en Psicología. Docente de la Facultad de Ciencias de la Salud. Universidad Científica del Sur, Carlos Cueto Fernandini, 15304, Lima, Perú. Tel.: +51939600647. Correo: jaimemarreros81@gmail.com <https://orcid.org/0000-0002-1025-4288>

<sup>2</sup>Bachiller en Psicología. Universidad Científica del Sur, Lima, Perú. Tel.: +51998886687. Correo: ps.sharyleytonvigo@gmail.com. <https://orcid.org/0000-0001-9304-2688>

<sup>3</sup>Bachiller en Psicología. Universidad Científica del Sur, Lima, Perú. Tel.: +51952019976. Correo: psi.jordypchiroque@gmail.com. <https://orcid.org/0000-0003-4781-6229> (Autor de correspondencia)

<sup>4</sup>Bachiller en Psicología. Universidad Científica del Sur, Lima, Perú. Tel.: +51975063005 Correo: natalie.arotinco24@gmail.com. <https://orcid.org/0000-0003-2809-7791>.

<sup>5</sup>Doctor en educación. Docente de la Carrera de Psicología. Universidad Científica del Sur. Lima, Perú. Tel.: +51902821312 Correo: jguerrea@cientifica.edu.pe. <https://orcid.org/0000-0001-7429-151>

## Introducción

La educación se ha ido adaptando, permitiendo integrar la tecnología como herramienta indispensable para responder ante diferentes situaciones. Sin embargo, dentro de la labor como docentes la motivación ha sido la variable que más se ha puesto en juego; esta se entiende como un factor no observable y un fenómeno interno del individuo que sirve de ayuda para comprender el comportamiento de los seres humanos (Olanco, 2011). También, se considera como aquel impulso que mueve a los sujetos a la acción y tiene la finalidad de que el individuo persista para cumplir sus objetivos (Vásquez, 2018); para Chiavenato (2011) es fruto de un estímulo interno o externo que lleva a la persona a realizar una conducta.

Según Peña y Villón (2018) esta se mide mediante la autopercepción, tomando en cuenta el valor que tiene el individuo y que espera brindar a la organización a la que pertenece a través del cumplimiento de funciones y responsabilidades a su cargo, con la finalidad de contribuir con la eficacia organizacional.

Franco (2021) expresa que la responsabilidad que tiene el docente es desafiante, por ello, es indispensable tener un alto nivel de motivación para lograr un buen trabajo. Es así, que la motivación es la energía o la unidad que tiene el ser humano para realizar una actividad que le interesa. Otro aspecto de la motivación docente es poder brindar un proceso educativo de calidad, entre esos es importante el desarrollo tecnológico, por eso las transiciones necesarias para adaptarse se enfrentan a grandes desafíos (Penprase, 2018).

En relación con la motivación laboral, la teoría más utilizada es la propuesta por McClelland, John Atkinson, Clark y Lowell desarrollada en el año 1953. McClelland expresó que las necesidades se aprenden en la infancia a partir de sus propias experiencias, manifestando que la motivación de los adultos en el ámbito laboral se guía por tres necesidades, logro, poder y filiación (McClelland, 1989).

Chóliz (2014) siguiendo los aportes de McClelland plantea que hay tres tipos de motivación: primero, la motivación de logro que consiste en la tendencia a buscar el éxito en aquellas actividades que implican la evaluación del desempeño o el interés por conseguir un estándar

de excelencia con el objetivo de encontrar reconocimiento social; segundo, la motivación de poder, es el deseo de querer tener influencia sobre el otro; esto se caracteriza por las relaciones interpersonales entre dos individuos, donde uno ejerce el control sobre la conducta del otro y buscan ocupar los primeros puestos y cargos en cualquier actividad que realicen; finalmente, la motivación de filiación centrada en formar y sentirse parte de un grupo, se busca establecer, mantener o restaurar una relación afectiva positiva con una o más personas, para ello, darán importancia la calificación de los otros en sus actividades.

Por su parte, Vicuña et al. (2004) emplearon en su investigación la escala conocida como M-L-1996 para llevar a cabo la evaluación de la motivación, sustentándose en los principios descritos por McClelland, que abarcan las dimensiones de afiliación, poder y logro, con 54 ítems y 18 situaciones, tiene una validez de constructo con correlaciones significativas y la confiabilidad se basó en un test re-test ( $\alpha=.88$ ).

En un estudio realizado por Álvarez (2012) y otro en el mismo año Álvarez (2012) sobre propiedades psicométricas de la Escala de Motivación (EM1) en adultos y adolescentes, la primera escala mostró su validez con una correlación Cuestionario de Motivación para el Trabajo (CMT) ( $r=.75$ ) y Escala de Motivaciones Psicosociales (MPS) ( $r=.79$ ) y confiabilidad mediante test re-test ( $\alpha=.64$  y  $.87$ ), la segunda escala mostró una validez con CMT ( $r=.74$ ) y MPS ( $r=.79$ ), junto a una confiabilidad con test re-test ( $\alpha=.65$  y  $.88$ ), por lo que ambas escalas obtuvieron resultados adecuados.

Con base en esta teoría se han desarrollado escalas en el ámbito académico, Mamani-Benito et al. (2023) diseñaron y validaron la escala de motivación en estudiantes universitarios peruanos, en la que realizaron una validez de contenido a través del coeficiente V de Aiken con ítems superiores a  $.70$  y el análisis factorial confirmatorio con un factor conformado por 9 ítems (CFI=.98, TLI=.97, RMSEA=.05, SRMR=.02, WRMR=.06) y una confiabilidad de Ome  $\omega=.96$ .

Por otra parte, en el campo de la educación, la motivación docente ha sido objeto de análisis por parte de la comunidad científica (Callata & Fuentes, 2018; Franco, 2021; Froment et al., 2021), resaltando su significativo papel como uno

Tabla 1. Descripción de la muestra

Variables	Categorías	Fa(n)	Fp(%)
Sexo	Femenino	122	49,6
	Masculino	124	50,4
Edad	M = 46.32		Mx = 78
	DT = 10.674		Mn = 26
Facultad	Ciencias Ambientales	22	8,9
	Ciencias de la Salud	129	52,4
	Ciencias Empresariales	21	8,5
	Ciencias Humanas	24	9,8
	Ciencias Veterinarias y Biológicas	24	9,8
	Departamento de Cursos Básicos	26	10,6
Estado Civil	Casado (a)	126	50,8
	Conviviente	18	7,3
	Divorciado (a)	9	3,6
	Separado (a)	3	1,2
	Soltero (a)	86	34,7
	Viudo (a)	6	2,4
Régimen de Trabajo	Tiempo completo	79	31,9
	Tiempo parcial	169	68,1
Categoría Docente	Docente contratado	214	86,3
	Docente extraordinario	6	2,4
	Docente ordinario asociado	12	4,8
	Docente ordinario auxiliar	12	4,8
	Docente ordinario principal	4	1,6
Años de docencia	Menos de 1 – 5	110	44,4
	5 – 10	75	30,2
	10 – 15	34	13,7
	15 – 20	16	6,5
	20 – 25	8	3,2
	25 – 30	4	1,6
	30 – 35	1	0,4

de los factores determinantes en la calidad de la enseñanza impartida a los alumnos. Es relevante destacar que los docentes desempeñan un papel fundamental en el establecimiento de estándares académicos de excelencia, tanto en lo que concierne a la formación como a la producción educativa (Gómez et al., 2019; Vallejo, 2020). Desde esta perspectiva, se propone enmarcar la importancia de abordar el estudio de la motivación docente y su medición, dado que constituye un elemento esencial que contribuye de manera sustancial a la formación de individuos destinados a desempeñarse como profesionales en el futuro. Asimismo, resulta necesario disponer de instrumentos de evaluación confiables o herramientas de medición que posibiliten la valoración precisa de los niveles de motivación docente. Por ello, se propuso como objetivos, a) Crear un cuestionario que mida la motivación docente y b) Determinar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Motivación del Docente Universitario (CMDU).

## Método

Este estudio tiene un enfoque cuantitativo, presenta un diseño de investigación no experimental e instrumental, siendo de naturaleza básica y transversal (Arias et al., 2022; Hernández et al., 2014).

## Participantes

Para este estudio se utilizó un muestreo no-probabilístico intencional, se consideró un subgrupo de la población en general de una universidad privada de Lima, Perú, tomando en cuenta criterios de inclusión: a) docentes activos de pregrado y de CPE (Carreras para personas que trabajan) de todas las carreras que dictan algún curso en el ciclo 2022-I y II, b) que acceden libremente a la investigación y hayan respondido todos los ítems del cuestionario. Se excluyó a los docentes de la carrera de psicología porque formaron la muestra piloto, docentes que hayan respondido fuera de la fecha límite o no hayan

respondido a todos los ítems del cuestionario. La muestra estuvo conformada por 246 docentes, quienes respondieron el cuestionario de forma online. En la siguiente tabla 1 se puede visualizar la descripción de la muestra (ver Tabla 1).

### Instrumento

El *Cuestionario de Motivación del Docente Universitario (CMDU)* tiene el objetivo de medir el nivel de motivación de los docentes con base en la teoría de McClelland (Naranjo, 2009): motivación de logro, de poder y de filiación, con 33 reactivos mayores a .81 en el análisis de V de Aiken (An Nabil et al., 2022). Es tipo Likert con 5 opciones de respuesta en donde totalmente de acuerdo (5), de acuerdo (4), ni de acuerdo ni en desacuerdo (3), mientras que en desacuerdo (2) y finalmente, totalmente en (1). La aplicación es de manera virtual y de forma individual, con un tiempo de aplicación estimado de 10 a 15 min. En la aplicación piloto tuvo una confiabilidad a través de un Alfa de Cronbach de .928 (González & Pazmiño, 2015; Oviedo & Campo-Arias, 2005).

### Procedimiento

El presente estudio es de tipo transversal y la recolección de la información se realizó en un periodo de 8 meses. Inicialmente se elaboró un cuestionario de 33 ítems basado en la teoría de McClelland, se siguió los siguientes pasos: Se realizó la validez de contenido a través de la revisión de 5 jueces expertos de los cuales se acoge la recomendación de eliminar un ítem ya que no era representativo, obteniendo finalmente 32 reactivos, donde todos cumplen el criterio de ser mayores a .75 en el análisis de V de Aiken (An Nabil et al., 2022). Luego se realizó la aplicación piloto en una muestra de 20 docentes universitarios de la carrera de psicología, con la finalidad de verificar la adecuación a esta población, se realizó el análisis de confiabilidad a través de un Alfa de Cronbach obteniendo .928 (González & Pazmiño, 2015; Oviedo & Campo-Arias, 2005). Para acceder a la muestra definitiva se solicitó el permiso a los decanos de cada facultad, ellos enviaron a través de correos institucionales a los docentes el cuestionario fue enviado a través de correo electrónico y adaptado mediante Google Forms lo que facilitó la recolección de los datos y se recogió a través de un Excel. Todos los docentes que

aceptaban el consentimiento informado accedían a responder los cuestionarios y quedaba claro que la participación era absolutamente voluntaria. Esta investigación tomó en cuenta la aprobación del Comité de Ética de la Universidad Científica del Sur con registro N° 159-CIEI-CIENTÍFICA-2022 y código 070-2021-PRO99 y sigue los lineamientos del Colegio de Psicólogos del Perú, de la misma manera nos acogemos a la declaración de Helsinki según Mazzanti Di Ruggiero (2011) que referencia a la no discriminación, consentimiento, confidencialidad, por ello sobre los datos, se brindó garantías de privacidad utilizándolo exclusivamente para este estudio.

### Análisis de Datos

Primero se realizó el análisis de V de Aiken An Nabil et al. (2022) y las puntuaciones mayores a .75 se consideraron aceptables para su aplicación. Posteriormente, se hizo el análisis estadístico descriptivo del cuestionario de Motivación del Docente Universitario (CMDU), abordando aspectos como las medidas de tendencia central, distribución de frecuencias, medidas de variabilidad, coeficiente de asimetría y de curtosis de Fisher con valores  $\pm 1,5$  (Pérez & Medrano, 2010). Finalmente, se calculó el índice de homogeneidad corregida y comunalidad.

Para el análisis factorial exploratorio (AFE) se consideró las siguientes especificaciones, método de extracción máxima verosimilitud en combinación con una rotación oblimin, carga de factores con pesos mayores de 0.30 (Revelle, 2023). En cuando al análisis factorial confirmatorio (AFC) se aplicó para poder ver el nivel de ajuste, estimadores de Unweighted least square, índice Univariado, con opciones de parámetros de estructura media, con variables observables y estimadores de un nivel 95% (Gallucci & Jentschke, 2021; Rosseel, 2012). Se consideró los siguientes índices de ajuste absoluto: error de aproximación cuadrático medio (RMSEA)  $\leq .06$ , Root Mean Square Residual (RMSR)  $\leq .08$  índice de ajuste comparativo de Bentler (CFI) y Tucker-Lewis Index (TLI)  $\geq .90$ , y para el ajuste de parsimonia chi cuadrado  $X^2$  cuatro factores que cumple con los índices de ajuste. A su vez, se realizó un análisis de invarianza factorial para la muestra masculina y femenina, y las mediciones que se utilizaron fueron de acuerdo a la invarianza

factorial configuracional, métrica, fuerte y estricta la invarianza de medición y los niveles fueron según las recomendaciones de Cheung & Rensvold (2002),  $\Delta RMSEA$  es menor o igual a .015,  $\Delta CFI$  menor o igual .01 y  $\Delta \chi^2 p > .05$ .

En la confiabilidad se consideró el Alfa de Cronbach que según González y Pazmiño (2015) puntuaciones  $> .88$  es una buena consistencia, a su vez la Omega de McDonald que para ser un valor aceptable debe estar en puntuaciones  $> .65$  o entre .70 y .90 (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017). Finalmente, baremos en percentiles de toda la muestra general de docentes universitarios de una universidad privada del Perú. Los análisis se efectuaron a través del software SPSS 25 y Jamovi 2.4.1.

## Resultados

### Evidencias de validez de contenido

El Cuestionario de Motivación del Docente Universitario (CMDU) en un primer momento se puso a prueba bajo criterio de 5 jueces expertos en las que se midió el nivel de representatividad de los ítems a través del sistema de calificación tipo Likert, luego de ellos se obtuvo datos y que mediante el coeficiente de V de Aiken arrojó las puntuaciones que según An Nabil et al. (2022) para ser aceptadas deben ser mayores a .75, según la tabla 2 que presentamos, todos los ítems del CMDU presentan coeficientes  $> .75$ ; a excepción del ítem 3 (.70) se analiza el constructo y se considera reestructurar de “Mi formación como docente incrementa el valor educativo de la universidad” a “Mi formación en estrategias didácticas actuales como TICs, incrementa el valor educativo de la universidad”. Los jueces observaron el ítem 33 “Estoy motivado con la colaboración y respaldo de mi grupo de pares”, este fue eliminado de la escala de motivación debido a un V de Aiken inferior a 0.70, lo que indica una baja validez de contenido según la evaluación de expertos. La baja puntuación sugiere que este ítem no refleja adecuadamente el constructo de motivación en el contexto específico de este estudio así quedando 32 reactivos (ver Tabla 2).

En el análisis de los ítems según el porcentaje de respuestas: se obtuvo puntajes de inferiores a uno como mínimo y como máximo hasta 76.0 no superando el 76.9%, lo que indica que no hay sesgo

de deseabilidad ni aquiescencia (Enriquez & Dominguez, 2010); a su vez las medias obtenidas son entre 1.85 y 4.71, es decir, las respuestas de los ítems en su mayoría han sido en desacuerdo = 2, ni de acuerdo, ni en desacuerdo = 3 y en de acuerdo = 4. En cuanto a la desviación estándar, la dispersión se encuentra entre .62 hasta 1.37, lo que representa una baja dispersión entre la respuesta de cada ítem y el promedio (Gonzales et al., 2017); mientras que el coeficiente de asimetría de Fisher (-3.18 y 1.38) eso indica variabilidad en las asimetría por ítems (Merino, 2023), y la curtosis con puntajes de -1.26 y 14.1 evidenciando una distribución variada (Gonzales et al., 2017; Rodríguez & Ruiz, 2008). El índice de homogeneidad corregido arroja puntuaciones entre -.219 y .779, es decir algunos ítems no cumplen los criterios esperados de  $> .20$  (Martignon et al. 2008). Adicionalmente, se llevó a cabo un análisis de la comunalidad para evaluar el grado en que los factores inciden en la variable, resultado como valor superiores a .20, eso indica una posible relación de los ítems (Del Valle & Guerra, 2012) (ver Tabla 3).

En la matriz de correlaciones policóricas de los ítems del Cuestionario de Motivación Docente Universitario en las que se observan correlaciones de .15 como mínimo hasta .84 máximo, siendo valores menores a .90 que sugiere ausencia de multicolinealidad (Guerrero, 2017; González & Pazmiño, 2015) (ver Tabla 4).

### Evidencia Validez de constructo

En el análisis factorial exploratorio (AFE) con la finalidad de poder conocer la estructura factorial donde el KMO es de .93, mientras que la prueba de esfericidad de Bartlett  $\chi^2=3699$ ;  $gl=276$ ;  $p < .001$ . Al realizar un análisis, las puntuaciones se ajustaron bajo un modelo de 4 factores, explicando el 54.6% de la varianza total con cargas de .205 en el ítem 15 y .867 en el ítem 22. Todos los ítems que puntuaron inferiores a .20 y que formaban grupos menos de tres ítems se procedió a eliminarlos (ítem 2, ítem 10, ítem 21, ítem 23, ítem 25, ítem 30, ítem 31, ítem 32).

Al hacer el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) en la que se puso a prueba los tres modelos de los cuales solo el modelo 3 compuesto por 4 factores cumple con lo señalado en la literatura, es decir el CFI y TLI se encontró  $> .99$ ,  $RMSEA=.018$ ,  $SRMR=.06$  y  $\chi^2/gl=1.081 (<5)$  permitiendo un ajuste adecuado al modelo (ver Tabla 5).

Tabla 2. Coeficiente V de Aiken para los Ítems de la Cuestionario de motivación docente universitario

Cuestionario	Ítems	Representatividad	Por dimensiones	Total
El Cuestionario de Motivación del Docente universitario (CMDU)	1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11 y 12	.88 - 1	.99	
	13, 14, 15, 16, 17, 18, 19, 20, 21, 22 y 23	.94 - 1	.99	.981
	24, 25, 26, 27, 28, 29, 30, 31, 32 y 33	.81 - 1	.97	

Tabla 3. Análisis estadísticos preliminares de los ítems del Cuestionario de Motivación docente Universitario (CMDU)

Ítem	%					M	DE	g <sup>1</sup>	g <sup>2</sup>	IHC	h <sup>2</sup>
	1	2	3	4	5						
1	1.2	0	1.6	21.1	76	4.71	0.62	-3.18	14.1	0.596	0.371
2	1.2	0.4	10.2	38.6	49.6	4.35	0.77	-1.38	2.86	0.6359	0.458
3	1.2	0	2.8	28.9	67.1	4.61	0.66	-2.44	9	0.4659	0.354
4	1.2	0	2.8	22	74	4.67	0.65	-2.86	11.3	0.1128	0.27
5	1.2	0.8	5.7	35.8	56.5	4.46	0.74	-1.79	4.71	0.0617	0.349
6	1.2	0.4	4.9	34.1	59.3	4.5	0.72	-1.94	5.68	0.037	0.318
7	0.8	0.8	4.5	40.2	53.7	4.45	0.69	-1.61	4.43	0.4004	0.497
8	1.2	0	4.5	41.9	52.4	4.44	0.69	-1.73	5.62	-0.055	0.347
9	1.2	1.6	11.8	33.7	51.6	4.33	0.83	-1.35	2.07	0.2356	0.462
10	19.5	23.6	18.7	22	16.3	2.92	1.37	0.071	-1.26	0.6436	0.642
11	1.2	0	4.1	44.7	50	4.42	0.68	-1.69	5.73	0.6243	0.316
12	1.2	6.1	19.9	39	33.7	3.98	0.94	-0.74	0.12	0.6903	0.278
13	0.8	0.8	7.3	40.7	50.4	4.39	0.73	-1.39	3.1	0.7147	0.418
14	0.8	0	6.1	34.6	58.5	4.5	0.68	-1.64	4.31	0.5885	0.402
15	1.6	5.3	15.9	39	38.2	4.07	0.94	-0.98	0.67	0.7242	0.200
16	0.8	0.4	9.3	48.8	40.7	4.28	0.71	-1.08	2.5	0.6678	0.532
17	1.2	0.4	9.8	45.9	42.7	4.28	0.75	-1.27	2.98	0.7108	0.288
18	1.6	1.6	12.2	35.4	49.2	4.29	0.86	-1.36	2.18	0.5659	0.37
19	0.8	0.8	8.1	32.1	58.1	4.46	0.74	-1.57	3.19	0.5738	0.501
20	1.2	0	1.2	26.8	70.7	4.66	0.63	-2.84	12.2	0.5887	0.436
21	10.2	24	27.2	28.5	10.2	3.04	1.16	-0.08	-0.87	0.5379	0.556
22	2.4	4.5	22	40.2	30.9	3.93	0.96	-0.82	0.54	0.6879	0.795
23	50.4	28.9	10.6	5.3	4.9	1.85	1.12	1.38	1.19	0.6163	0.689
24	1.2	0.4	2	31.3	65	4.59	0.67	-2.4	8.75	0.6201	0.721
25	33.3	27.6	19.5	13.4	6.1	2.31	1.23	0.608	-0.68	0.5773	0.601
26	1.6	2.8	13.4	39.8	42.3	4.18	0.88	-1.18	1.56	0.2481	0.457
27	0.8	0	17.1	47.6	34.6	4.15	0.75	-0.71	1.03	0.408	0.58
28	1.2	5.7	18.3	43.9	30.9	3.98	0.91	-0.79	0.42	0.3769	0.308
29	4.5	5.3	25.6	31.7	32.9	3.83	1	-0.76	0.09	0.5057	0.721
30	0.8	0.8	8.1	38.6	51.6	4.39	0.742	-1.39	2.86	0.2632	0.593
31	22.4	22.8	26	17.1	11.8	2.73	1.3	0.219	-1.03	0.6453	0.656
32	6.9	7.7	35.4	26	24	3.52	1.14	-0.43	-0.37	0.1339	0.844

Nota. %: porcentaje / M: media / DE: desviación estándar / g<sup>1</sup>: Coeficiente de asimetría de Fisher / g<sup>2</sup>: Coeficiente curtosis de Fisher / IHC: Índice de Homogeneidad corregida / h<sup>2</sup>: comunalidad

### Análisis de invarianza factorial del CMDU

En primer momento se hizo el análisis de la invarianza factorial en dos grupos de muestras tanto hombres como mujeres en las que se observa que el X<sup>2</sup> es mayor en mujeres, el CFI en cambio >.891 en hombres; mientras que el RMSEA se ajusta mejor a las puntuaciones de los hombres .082 [.070-.094]. En referencia a la determinación de la invarianza factorial según sexo se consideró la invarianza configuracional (M1), métrica (M2), fuerte (M3) y estricta (M4) según la teoría de (Cheung & Rensvold, 2002). Se analizó entre ambos sexos la estructura del CMDU en la que la invarianza configuracional tiene valores adecuados en CFI=.864, RMSEA=.065 (IC90%=.059, .071) los resultados reflejan que el RMSEA se ajustó a los datos, pero el CFI es menor a .90. Considerando

al M1 se puso a prueba el M2, donde los valores fueron semejantes en la que solo se ajusta de forma adecuada RMSEA=.064 (IC90%=.058, .069), pero menos el CFI=.864. Cuando se realiza la comparación entre el M2 y el M1 los datos arrojan puntuaciones variantes tanto en el  $\Delta$ RMSEA=-.001, como en el  $\Delta$ CFI=0.000 entre los grupos de ambos sexos. Seguido se realiza la invarianza fuerte (M3) y se observa que los datos son muy parecidos a la invarianza métrica. Los resultados de M3 en el RMSEA=.064 (IC90%=.058, .069) y el CFI=.861. Al hacer la comparación entre el M2 y M3 no hay cambios significativos en el  $\Delta$ RMSEA=0 y el  $\Delta$ CFI=-.0030, eso quiere decir que los interceptos no son variantes entre grupos de sexos. Por último, se hace el análisis de invarianza estricta donde los datos no varían, el RMSEA=.064

Tabla 4. Correlación policórica de los ítems de la Cuestionario de desempeño docente (n=246)

Items	1	3	4	5	6	7	8	9	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	22	24	26	27	28	29	
1	-																								
3	.73	-																							
4	.69	.76	-																						
5	.64	.70	.79	-																					
6	.67	.76	.74	.73	-																				
7	.55	.62	.58	.62	.67	-																			
8	.51	.61	.66	.76	.67	.64	-																		
9	.54	.59	.60	.67	.76	.61	.65	-																	
11	.69	.58	.60	.65	.58	.56	.74	.60	-																
12	.39	.47	.55	.53	.63	.39	.50	.55	.41	-															
13	.51	.58	.59	.54	.70	.63	.58	.52	.58	.48	-														
14	.57	.51	.59	.60	.61	.62	.63	.58	.74	.56	.68	-													
15	.30	.48	.55	.57	.64	.42	.56	.59	.46	.83	.47	.57	-												
16	.54	.60	.51	.43	.51	.53	.60	.44	.57	.35	.73	.56	.30	-											
17	.55	.60	.55	.61	.60	.64	.68	.63	.80	.36	.57	.72	.40	.61	-										
18	.40	.49	.55	.55	.58	.49	.56	.57	.49	.72	.41	.54	.79	.41	.49	-									
19	.52	.51	.65	.58	.66	.59	.60	.61	.61	.55	.58	.60	.50	.49	.67	.61	-								
20	.61	.52	.71	.54	.60	.44	.54	.49	.59	.46	.47	.48	.39	.51	.59	.52	.77	-							
22	.11	.28	.16	.20	.36	.35	.30	.32	.24	.20	.41	.26	.22	.38	.33	.34	.34	.20	-						
24	.49	.55	.42	.46	.44	.37	.52	.29	.55	.26	.30	.44	.24	.28	.50	.40	.35	.43	.18	-					
26	.44	.39	.35	.36	.43	.24	.39	.38	.46	.23	.29	.31	.13	.37	.43	.22	.38	.44	.26	.37	-				
27	.42	.49	.43	.55	.44	.38	.50	.49	.48	.40	.42	.51	.43	.37	.46	.37	.39	.33	.13	.38	.53	-			
28	.26	.46	.42	.42	.51	.30	.37	.49	.34	.72	.38	.40	.73	.31	.27	.70	.37	.28	.31	.28	.33	.55	-		
29	.17	.08	.13	.21	.19	.14	.30	.17	.32	.13	.20	.13	.15	.27	.25	.14	.19	.25	.22	.24	.46	.39	.25	-	

Tabla 5. Índices de ajuste para el Cuestionario de Motivación Docente Universitario

Modelos	X <sup>2</sup>	Gl	X <sup>2</sup> /gl	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
Modelo 1: 3 factores según el modelo teórico	320	272	1.176	0.998	0.998	0.027	0.063
Modelo 2: 3 factores	563	296	1.902	0.988	0.987	0.060	0.081
Modelo 3: 4 factores	266	246	1.081	0.999	0.999	0.018	0.060

Nota. X<sup>2</sup>=chi cuadrado / Gl=grados de libertad / CFI=índice de ajuste comparativo de Bentler/TLI=RMSEA=error de aproximación cuadrático medio/TLI=Tucker-Lewis Index / RMSR=Root Mean Square Residual

Tabla 6. Análisis de la Invarianza factorial del CMDU y según sexo

Modelos	X <sup>2</sup> (gl)	X <sup>2</sup> /gl	CFI	RMSEA (IC 90%)	C-M	ΔX <sup>2</sup>	ΔCFI	ΔRMSEA
Hombres	448.804 (246)	1.824	.891	[.082, .070, .094]				
Mujeres	547.779 (246)	2.226	.836	[.101, .089, .112]				
M1	996.590 (492)	2.026	.864	[.065, .059, .071]				
M2	1015.861 (512)	1.984	.864	[.064, .058, .069]	M2-M1	19.271 (20)	0.000	-.001
M3	1038.028 (522)	1.989	.861	[.064, .058, .069]	M3-M2	22.167 (10)	-.0030	0
M4	1094.443 (546)	2.004	.852	[.064, .059, .070]	M4-M3	56.415 (24)	-.0090	0

Nota. M1=Invarianza configuracional / M2=invarianza métrica / M3=Invarianza fuerte / M4=Invarianza estricta

(IC90%=.059, .070) y el CFI=.852. Al comparar el M3 y el M4 se evidencia diferencias relevantes en el ΔRMSEA=0 y el ΔCFI=-.0090. (ver Tabla 6)

**Confiabilidad.** La confiabilidad general del CMDU según el Alfa de Cronbach=.933; en cuanto a las dimensiones: logro: α=.894 y ω=.907 / poder: α=.899 y ω=.903 / afiliación: α=.890 y ω=.891 / reconocimiento: α=.616 y ω=.638 y a su vez la Omega de McDonald=.943, es aceptable ya que es >.65 o entre .70 y .90 (Campo-Arias & Oviedo, 2008), al ser mayor de .90 se puede inferir redundancia o duplicación de ítems, sin embargo, acorde a Mavrou (2015), es debido a que la cantidad de ítems de la prueba excede a 20.

**Datos normativos**

En un primer momento se realizó la prueba de normalidad de Shapiro-Wilk los datos arrojan una distribución no normal, por ese motivo se realiza baremos por percentiles con los cortes de 10, 25, 50, 75 y 95. A su vez se presentan baremos por dimensiones de la muestra total de 246, entre hombres y mujeres con edad M=46.32 (ver Tabla 7).

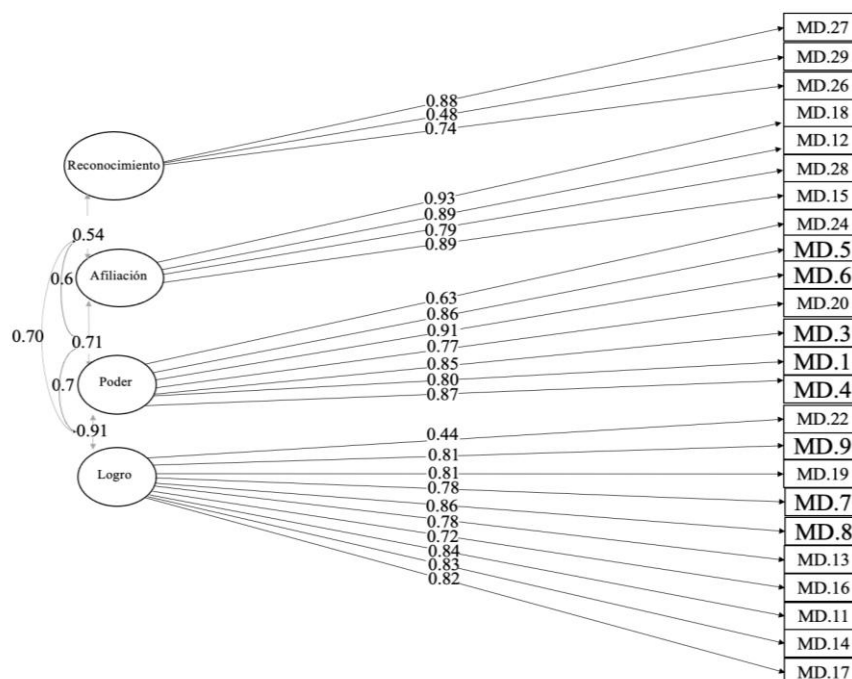


Figura 1. Modelo de medición del CMDU en docentes universitarios peruanos

Tabla 7. Baremos en percentiles del Cuestionario de Motivación Docente Universitario

Percentiles	Logro	Poder	Filiación	Otro	Motivación
99	50	35	20	15	120
95	50	35	20	15	119
90	49	35	20	15	118
85	49	35	20	15	115
80	49	35	20	14	114
75	48	34	19	14	113
70	47	34	19	13	111
65	46	34	18	13	110
60	46	33	17	13	108
55	45	33	17	12	108
50	44	33	17	12	106
45	43	33	16	12	105
40	43	32	16	12	103
35	42	31	16	11	101
30	41	31	15	11	99
25	40	30	15	11	97
20	40	29	14	11	96
15	39	28	13	10	94
10	38	28	12	10	91
Desv. Tip.	5.414	3.77	3.181	2.072	11.808
Media	43.49	31.78	16.31	12.17	104.15
Máximo	50	35	20	15	120
Mínimo	13	7	5	5	37

### Discusión

El estudio tuvo como objetivo determinar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Motivación del Docente Universitario (CMDU), ya que son pocos los cuestionarios virtuales que existen para poder medir la motivación en esta población. Esta investigación presenta la creación de un instrumento en una muestra significativa a

través de la validez de contenido, de constructo y de confiabilidad, equidad y datos normativos.

Al buscar antecedentes sobre un instrumento de motivación en docentes universitarios se observa que la literatura es reducida, ya que se han centrado en investigar en otras áreas. La teoría sobre motivación a nivel social que abarca poder, logro y afiliación es la de McClelland (1989) y Chóliz (2014). Los estudios más recientes sobre motivación son los de Vicuña et al. (2004) sobre el instrumento M-L-1996, Álvarez (2012) que analiza las propiedades psicométricas del M1 que tiene 4 dimensiones: poder, logro, afiliación y reconocimiento, tanto en adultos como en adolescentes, pero en una muestra general en personas mayores de 18 años con educación básica. En el ámbito académico, el estudio de Mamani-Benito et al. (2023) nos permiten conocer la validación de la escala de motivación en estudiantes universitarios peruanos para publicar un artículo científico, destacando que la motivación cumple un factor determinante en la calidad de la enseñanza (Froment et al., 2021).

En cuanto a las evidencias de validez de contenido se fundamentó en base a la teoría de McClelland, resultando en un instrumento de 24 ítems con 3 dimensiones, poder, motivación y filiación, sin embargo, al hacer el análisis estadístico se ha obtenido 4 dimensiones que se relacionan con el estudio de Álvarez (2012) donde



encuentra un cuarto factor llamado “reconocimiento”, esto es fruto de los reforzadores que toman en cuenta las instituciones para poder incentivar a los docentes a ser más competitivos en las áreas de investigación.

En relación al análisis de la estructura interna los datos permiten determinar una estructura de 4 factores según el AFC, debido a que los índices se comportan de acuerdo a lo señalado por Escobedo Portillo et al. (2016):  $RMSEA \leq .06$ , el  $RMSR \leq .08$ , el CFI, el  $TLI \geq .90$  y el ajuste de parsimonia  $\leq 5$ , este estudio cumple con todos los requisitos, donde las puntuaciones del CFI y TLI son superiores .99, el RMSEA es menor a .018, el SRMR es menor a .06, y el grado de libertad son menores a 5, similar al estudio de Álvarez (2012) en la escala de motivaciones (EM1) de 28 ítems con respuestas de tipo Likert, con 4 factores logro, poder, filiación y reconocimiento. Otros estudios realizados por Toro (1982) y Froment et al. (2021) consideraron la dimensión de reconocimiento para medir la motivación en la muestra de estudiantes universitarios.

En la invarianza por sexo se hizo el análisis en dos grupos de muestras tanto hombres como mujeres en las que se observa que el  $X^2=2.226$  es mayor en mujeres, es decir, hay una relación mayor entre el sexo femenino y la variable motivación, mientras que el CFI=.891 es mayor en hombres y el  $RMSEA=.082$  [.070-.094] se ajusta mejor a las puntuaciones de los hombres. Tomando en cuenta invarianza configuracional (M1), métrica (M2), fuerte (M3) y estricta (M4) según Cheung & Rensvold (2002) al hacer el análisis las puntuaciones en el RMSEA son entre .064 y .065 ( $IC90\%=.058 \pm .059 \pm$ ), pero el CFI es entre .852 y .864. Cuando se realiza la comparación entre el M2 y el M1 los datos varían en el  $\Delta RMSEA=-.001$  y  $\Delta CFI=0.000$ , pero no hay cambios significativos al comparar el M2 y M3  $\Delta RMSEA=0$  y el  $\Delta CFI=-.0030$ , eso quiere decir que los interceptos no son variantes entre grupos de sexos. Finalmente al comparar el M3 y el M4 se evidencian diferencias relevantes en el  $\Delta RMSEA=0$  y el  $\Delta CFI=-.0090$ .

En la consistencia interna, según González & Pazmiño (2015) las puntuaciones del Alfa de Cronbach superiores a .9 se consideran consistentes, en este estudio el  $\alpha=.933$  y en las dimensiones de logro (10 ítems), poder (7 ítems) y afiliación (4 ítems) son  $> .890$  y el  $\omega > .891$ , sin

embargo, la escala de reconocimiento (3 ítems) el  $\alpha=.616$  y el  $\omega=.638$  los valores son menores, eso se debe a que es una dimensión que tiene pocos ítems. En la correlación ítems con ítems y en el análisis de comunalidades se consideraron puntuaciones  $> .20$  (Mavrou, 2015), por eso los ítems: 2, 10, 21, 23, 25, 30, 31 y 32 pasaron a ser eliminados quedando un instrumento de 24 reactivos. En cuanto al índice de Omega de McDonald para la totalidad del instrumento es de .943, pero según Ventura-León y Caycho-Rodríguez (2017) para ser aceptable debe tener valores entre .70 y .90 (), esta puntuación obtenida se puede entender como una redundancia o duplicación de ítem, sin embargo, Campo-Arias & Oviedo (2008) manifiestan que esa característica se da en instrumentos con ítems mayores a 20. Estos datos son similares a los descritos por Froment et al. (2021) e Inzunza et al. (2018) pero en muestras de estudiantes universitarios.

Finalmente se elaboraron datos normativos por percentiles de cortes de 10, 25, 50, 75 y 95 en la que se tuvo en cuenta a toda la muestra de 246 tanto hombres como mujeres, la desviación típica =11.808 y la media =104.15, luego se consideró las dimensiones de logro, poder, afiliación y reconocimiento, esto permitió determinar los niveles de motivación general y por dimensiones, de esta manera el instrumento posibilita intervenir a tiempo en la motivación docente universitaria.

El contar con un instrumento que ayuda a medir motivación en los docentes permitirá conocer el nivel y según la teoría saber que aspecto impulsa a realizarlo, ya sea tener logros, poder, afiliación o reconocimiento dentro de su desempeño como docente universitario. Otro aspecto importante es que abarca indicadores de calidad, desempeño, proyecto de vida, trabajo en equipo, liderazgo y prestigio.

Las limitaciones que presenta el siguiente estudio son: una carencia de antecedentes relacionados con la variable estudiada, en segundo lugar, la muestra se centra en docentes universitarios de pregrado y es relativamente significativa, a su vez los rangos de edad y años de docencia son heterogéneos, por ello se sugiere realizar estudios con datos más homogéneos, en tercer lugar, la aplicación del instrumento fue en modalidad virtual lo cual dificulta tener bajo control algunas variables a la hora de participar en

la investigación, por ello, es importante resaltar que este estudio se realizó a través de un muestreo no probabilístico intencional de docentes universitarios.

En conclusión, el “Cuestionario Motivación Docente Universitario” cumple con el potencial de medir la variable motivación en docentes universitarios en sus cuatro dimensiones: logro, poder, afiliación y reconocimiento; a su vez es breve, fácil de aplicar, del mismo modo evidencia propiedades psicométricas como validez de contenido, constructo, consistencia interna y confiabilidad.

## Referencias

- Álvarez Ramírez, L. (2012). Desarrollos preliminares de la escala de motivación (EM1) para adultos, basada en el modelo motivacional de Mc Clelland. *Psychologia*, 6(1), 63-75. <https://doi.org/10.21500/19002386.1171>
- Álvarez Ramírez, L. (2012). Motivation scale adolescent (EM1) based on the Motivational Model of McClelland Typology. *Tesis Psicológica*, 7(1), 128-143. <https://revistas.libertadores.edu.co/index.php/TesisPsicologica/article/view/257>
- An Nabil, N. R., Wulandari, I., Yamtinah, S., Dwi Ariani, S. R., & Ulfa, M. (2022). Analisis Indeks Aiken untuk Mengetahui Validitas Isi Instrumen Asesmen Kompetensi Minimum Berbasis Konteks Sains Kimia. *PAEDAGOGIA*, 25(2), 184-191. <https://doi.org/10.20961/paedagogia.v25i2.64566>
- Arias, J., Holgado, J., Tafur, T., & Vasquez, M. (2022). *Metodología de la investigación: El método ARIAS para desarrollar un proyecto de tesis* (1st ed.). Instituto Universitario de Innovación Ciencia y Tecnología Inudi Perú.
- Callata Gallegos, Z. E., & Fuentes López, J. D. (2018). Motivación Laboral y Desempeño Docente en la Facultad de Educación de la UNA - Puno. *Revista de Investigaciones*, 7(2), 592-597. <https://doi.org/10.26788/riepg.2018.2.83>
- Campo-Arias, A., & Oviedo, H. C. (2008). Propiedades Psicométricas de una Escala: La consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839. <https://doi.org/10.1590/S0124-00642008000500015>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. [https://doi.org/10.1207/s15328007sem0902\\_5](https://doi.org/10.1207/s15328007sem0902_5)
- Chiavenato, I. (2011). *Administración de recursos humanos el capital humano de las organizaciones* (9th ed.). McGraw Hill.
- Chóliz Montañés, M. (2014). *Psicología de los motivos sociales* (1st ed.). Universidad de Valencia.
- Del Valle Moreno, J., & Guerra Bustillo, W. (2012). La multicolinealidad en modelos de regresión lineal múltiple. *Revista Ciencias Técnicas Agropecuarias*, 21(4), 80-83. [http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S2071-00542012000400013](http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2071-00542012000400013)
- Enríquez Jiménez, F. J., & Domínguez Espinosa, A. D. (2010). Influencia de la Deseabilidad Social (DS) en reportes de capacitación. *Psicología Iberoamericana*, 18(1), 69-79.
- Escobedo Portillo, M. T., Hernández Gómez, J. A., Estebané Ortega, V., & Martínez Moreno, G. (2016). Modelos de Ecuaciones Estructurales: Características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia & Trabajo: C&T*, 18(55), 16-22. <https://doi.org/10.4067/s0718-24492016000100004>
- Franco López, J. A. (2021). La motivación docente para obtener calidad educativa en instituciones de educación superior. *Revista Virtual Universidad Católica del Norte*, (64), 151-179. <https://doi.org/10.35575/rvucn.n64a7>
- Froment, F., García González, A. J., Gómez-Millán, M. R. B., & Checa Esquivia, I. (2021). Adaptación y validación en Español de la Escala de Motivación Estado en Estudiantes Universitarios. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 58(1), 117-126. <https://doi.org/10.21865/RIDEP58.1.10>
- Gallucci, M., & Jentschke, S. (2021). *SEMLj: Structural Equation Models in jamovi*. <https://semlj.github.io/>.
- Gómez Vahos, L., Muriel Muñoz, L., & Londoño-Vásquez, D. (2019). El papel del docente para

- el logro de un aprendizaje significativo apoyado en las TIC. *Revista Encuentros*, 17(2), 118-131.  
<https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=476661510011>
- González Betanzos, F., Escoto Ponce de León, María del Consuelo, & Chávez López, J. K. (2017). *Estadística Aplicada en Psicología y Ciencias de la salud* (1st ed.). El Manual Moderno.
- González Alonso, J. A., & Pazmiño Santacruz, M. (2015). Cálculo e interpretación del Alfa de Cronbach para el caso de validación de la consistencia interna de un cuestionario, con dos posibles escalas tipo Likert. *Revista Publicando*, 2(2), 62-67.  
<https://revistapublicando.org/revista/index.php/crv/article/view/22>
- Guerrero, S. C. (2017). Una metodología para el tratamiento de la multicolinealidad a través del escalamiento multidimensional. *Ciencia en Desarrollo*, 8(2), 9-24.  
<https://doi.org/10.19053/01217488.v8.n2.2017.5239>
- Hernández, R., Fernández, C., & Baptista, M. (2014). *Metodología de la Investigación* (6th ed.). McGraw Hill.
- Inzunza, B., Pérez, C., Márquez, C., Ortiz, L., Marcellini, S., & Duk, S. (2018). Estructura factorial y confiabilidad del Cuestionario de Motivación y Estrategias de Aprendizaje, MSLQ, en estudiantes universitarios chilenos de Primer Año. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 47(2), 21-35.  
<https://doi.org/10.21865/RIDEP47.2.02>
- Mamani-Benito, O., Hilasaca-Mamani, K., Tito-Betancur, M., & Apaza Tarqui, E. E. (2023). Diseño y validación de la escala de motivación para publicar un artículo científico en universitarios peruanos (MOPu-AC). *Educación Médica*, 24(3), 1-6.  
<https://doi.org/10.1016/j.edumed.2023.100799>
- Martignon, S., Bautista-Mendoza, G., González-Carrera, M., Lafaurie-Villamil, G., Morales, V., & Santamaría, R. (2008). Instrumentos para evaluar conocimientos, actitudes y prácticas en salud oral para padres/cuidadores de niños menores. *Revista de Salud Pública*, 10(2), 308-314.  
[https://doi.org/10.1590/S0124-00642008000200011](https://doi.org/10.1590/S0124-45872008000200011)
- Mavrou, I. (2015). Análisis factorial exploratorio: Cuestiones conceptuales y metodológicas. *Revista Nebrija de Lingüística Aplicada a La Enseñanza de Lenguas*, (19), 71-80.  
<https://doi.org/10.26378/rmlael019283>
- Mazzanti Di Ruggiero, M. (2011). Declaración de Helsinki, principios y valores bioéticos en juego en la investigación médica con seres humanos. *Revista Colombiana de Bioética*, 6(1), 125-144.  
<https://masd.unbosque.edu.co/index.php/RCB/article/view/821/839>
- McClelland, D. (1989). *Estudio de la Motivación Humana* (1st ed.). Narcea S.A Ediciones.
- Merino Gutiérrez, A. (2023). Neurometodología y formación docente: Metodologías inclusivas emergentes. *MLS Inclusion and Society Journal*, 3(1), 84-95.  
<https://doi.org/10.56047/mlsisj.v3i1.2155>
- Naranjo Pereira, M. L. (2009). Motivación: Perspectivas teóricas y algunas consideraciones de su importancia en el ámbito educativo. *Revista Educación*, 33(2), 153-170.  
<https://www.redalyc.org/pdf/440/44012058010.pdf>
- Olanco Hernández, A. (2011). La motivación en los estudiantes universitarios. *Actualidades Investigativas en Educación*, 5(2), 1-13.  
<https://doi.org/10.15517/aie.v5i2.9157>
- Oviedo, H. C., & Campo-Arias, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente Alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34(4), 572-580.  
<https://www.redalyc.org/pdf/806/80634409.pdf>
- Penprase, B. E. (2018). The Fourth Industrial Revolution and Higher Education. In N. W. Gleason (Ed.), *Higher Education in the Era of the Fourth Industrial Revolution* (pp. 207-229). Springer Singapore.
- Peña Rivas, H. C., & Villón Perero, S. G. (2018). Motivación laboral. elemento fundamental en el éxito organizacional. *Revista Cientific*, 3(7), 177-192.  
<https://doi.org/10.29394/Scientific.issn.2542-2987.2018.3.7.9.177-192>
- Pérez, E. R., & Medrano, L. A. (2010). Análisis factorial exploratorio: Bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias*

- del Comportamiento (RACC)*, 2(1), 58-66.  
<https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3161108>
- Revelle, W. (2023). *Psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research*.  
<https://cran.r-project.org/web/packages/psych/index.html>
- Rodríguez Ayán, M. N., & Ruiz Díaz, M. Á. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica: Revista de Metodología y Psicología Experimental*, 29(2), 205-227.  
<https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=16929206>
- Rosseel, Y. (2012). Llavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2)  
<https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Toro, F. (1982). Cuestionario de motivación para el trabajo. Medellín: Centro de Investigaciones e interventoría del comportamiento organizacional.
- Vallejo López, A. B. (2020). El papel del docente universitario en la formación de estudiantes investigadores desde la etapa inicial. *Revista Cubana de Educación Médica Superior*, 34(2)  
<https://www.medigraphic.com/cgi-bin/new/resumen.cgi?IDARTICULO=96951>
- Vásquez Serrano, J. F. (2018). Análisis sobre la motivación educativa. *Revista Mapa*, 8(4), 250-256.  
<https://www.revistamapa.org/index.php/es/article/view/64>
- Ventura-León, J. L., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: Un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627.  
<https://redalyc.org/pdf/773/77349627039.pdf>
- Vicuña Peri, L. A., Hernandez Valz, H. M., & Rios Diaz, J. (2004). La motivación de logros y el auto concepto en estudiantes de la Universidad Nacional Mayor de San Marcos. *Revista de Investigación en Psicología*, 7(2), 136-149.  
<https://doi.org/10.15381/rinvp.v7i2.5127>