

Validación del Cuestionario de Metas Académicas (CMA) en estudiantes de Inglés

Validation of the Academic Goals Questionnaire (CMA) in English learners

Dora Delia Yocupicio García¹, Alberto Galván Corral², Marisol Galaviz Zamora³ y Jesús Arturo Samaniego Esquer⁴

¹Instituto Tecnológico de Sonora, Ramón Corona s/n, esquina con Ramón Corona, Col. ITSON, Navojoa, Sonora, México, 85860. ORCID: 0009-0003-1029-6706.
dyocupicio@itson.edu.mx.

²Instituto Tecnológico de Sonora, Ramón Corona s/n, esquina con Ramón Corona, Col. ITSON, Navojoa, Sonora, México, 85860. ORCID: 0000-0002-9625-0324.
alberto.galvan@itson.edu.mx.

³Instituto Tecnológico de Sonora, Ramón Corona s/n, esquina con Ramón Corona, Col. ITSON, Navojoa, Sonora, México, 85860. ORCID: 0000-0002-5704-793X.
marisol.galaviz@itson.edu.mx.

⁴Universidad Estatal de Sonora. Boulevard Manlio Fabio Beltrones 810, Bugambillas, Navojoa, Sonora, México, 85875. ORCID: 0009-0005-7461-0949. jesus.samaniego@ues.mx.

DOI: <https://doi.org/10.46589/riASF.v1i43.767>

Recibido: 11 de abril de 2025.

Aceptado: 10 de junio 2025.

Publicado: 15 de junio 2025.

Como citar:

Yocupicio García, D. D., Galván Corral, A., Galaviz Zamora, M., & Samaniego Esquer, J. A. (2025). Validación del Cuestionario de Metas Académicas (CMA) en estudiantes de Inglés. *Revista De Investigación Académica Sin Frontera: Facultad Interdisciplinaria De Ciencias Económicas Administrativas - Departamento De Ciencias Económico Administrativas-Campus Navojoa*, 1(43).
<https://doi.org/10.46589/riasf.v1i43.767>

Resumen

El propósito de esta investigación fue determinar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Metas Académicas (CMA); el estudio fue de tipo instrumental, participaron 111 estudiantes (Masculino 36.9%, Femenino 62.2%, Prefiero no decirlo 0.9%, $M_{\text{edad}} = 15.5$, $DE=6.4$) de cursos de inglés a la comunidad del Instituto Tecnológico de Sonora Unidad Navojoa. Se determinaron propiedades de validez, fiabilidad y estabilidad. Sobre la validez factorial se compararon dos modelos de medida por SEM, con estimación por mínimos cuadrados ponderados ajustados por media y varianza (WLSMV) con matriz de correlaciones de Pearson. El modelo multifactorial presentó el mejor ajuste ($\chi^2 = 203.858$, $gl = 167$, $\chi^2/gl = 1.221$, $CFI = 0.948$, $TLI = 0.941$, $RMSEA = 0.056$, $SRMR = 0.098$, $GFI = 0.939$), así como adecuada validez por grupos contrastados y validez convergente (cargas $> .70$, varianzas explicadas $> .50$). La fiabilidad es sólida, por consistencia interna ($\omega > .80$), se confirmó la invarianza factorial (estabilidad) en función del sexo y otras variables. Se concluye que el CMA, muestra propiedades psicométricas aceptables y presenta capacidad para realizar comparaciones entre grupos; pero presenta áreas de mejora, en el Factor Metas de Logro, lo que sugiere que su estructura debe seguirse evaluando en futuras aplicaciones.

Palabras claves: motivación, aprendizaje en el idioma inglés, estudiantes, metas, validación, propiedades psicométricas.

Abstract

The purpose of this research was to determine the psychometric properties of the Academic Goals Questionnaire (AGS). The study was instrumental, with the participation of 111 students (Male 36.9%, Female 62.2%, Prefer not to say 0.9%, $Me = 15.5$, $SD = 6.4$) from English courses in the community of the Technological Institute of Sonora, Navojoa Unit. Validity, reliability, and stability properties were determined. Regarding factorial validity, two measurement models were compared by SEM, with estimation by weighted least squares adjusted by mean and variance (WLSMV) with a Pearson correlation matrix. The multifactorial model presented the best fit ($\chi^2 = 203.858$, $df = 167$, $\chi^2/df = 1.221$, $CFI = 0.948$, $TLI = 0.941$, $RMSEA = 0.056$, $SRMR = 0.098$, $GFI = 0.939$), as well as adequate validity by contrasted groups and convergent validity (loadings $> .70$, explained variances $> .50$). Reliability is solid, due to internal consistency ($\omega > .80$), factorial invariance (stability) was confirmed based on sex and other variables. It is concluded that the CMA shows acceptable psychometric properties and presents the capacity to make comparisons between groups; but it presents areas for improvement in the Achievement Goals Factor, which suggests that its structure should be further evaluated in future applications.

Keywords: motivation, English language learning, students, goals, validation, psychometric properties.

Introducción

Actualmente en la sociedad, el éxito de una persona se busca mediante la adquisición del conocimiento, para identificar el aprovechamiento de los alumnos, la motivación es uno de los factores esenciales en el proceso de enseñanza-aprendizaje. Peiteado & López (2017), sugieren que cuando no hay motivación para estudiar una segunda lengua, no se identifica la constancia, esfuerzo intelectual y dedicación, por lo tanto, si existe poca motivación, el resultado será que los alumnos no lograrán un proceso de aprendizaje aceptable.

La motivación sería un aspecto muy importante a considerar cuando en el aula se aprecie poco interés por aprender y se manifieste el bajo rendimiento académico con que los alumnos adquieren el aprendizaje, lo que se considera un problema de interés desde la visión de padres y maestros, así como para la sociedad en general.

Un estudiante muestra más interés en las clases cuando adquiere esa motivación por parte de su maestro, es más participativo en las instrucciones de sus docentes, toma notas y se desarrolla con mayor seguridad en el aula. A diferencia de los que no muestran motivación, no se esfuerzan, no prestan atención, no participan, por lo cual, se les dificulta entender el tema que se está desarrollando (Ruiz et al., 2021).

Por otra parte, respecto al estudio de lenguas extranjeras, los alumnos suelen ser más críticos, es común escuchar comentarios con respecto al éxito esperado en relación a esta lengua, la baja capacidad para aprender lenguas y los recurrentes intentos por lograrlo (Bobarin, 2021).

El idioma inglés es considerado un lenguaje universal porque se utiliza en entornos sociales, culturales y sobre todo en economía. Se muestran a la vanguardia del nuevo ordenamiento mundial, por lo cual, hoy en día es un requisito laboral, con la finalidad de generar un intercambio cultural. Por lo tanto, se puede identificar a miles de personas que optan por estudiar inglés como segunda lengua, ya que esto las colocaría con ventaja competitiva.

Se han desarrollado diversas estrategias en el ámbito educativo, en beneficio de un aprendizaje efectivo del idioma inglés, el cual se ha convertido en un requisito primordial dentro de la educación, sugiriendo desarrollarlo desde los primeros años de aprendizaje escolar hasta la formación profesional (Amado et al., 2021).

Agregando a ese desinterés las actitudes corporales, la escasa o nula participación en las clases, la didáctica y la metodología que el maestro utiliza para la impartición de sus clases, no suelen ser dinámicas, por lo general son rígidos y en otros casos, no están dirigidos a todo el público; al respecto, Caradonna (2017), señala que la desmotivación y el bajo entusiasmo observan una influencia negativa en cuanto a la calidad de la enseñanza-aprendizaje por parte de los estudiantes.

El Cuestionario de Metas Académicas (CMA), fue diseñado por Hayamizu & Weiner (1991) citado por Prudencio & Aracely (2018), con el nombre de Questionnaire to Measure achievement Goal Tendencie; reportando coeficientes de fiabilidad de la siguiente manera: metas de aprendizaje ($\alpha=0,89$), metas de refuerzo social ($\alpha=0,78$) y ($\alpha=0,71$) para metas de logro. Hernández et al., (2018) “manifiesta, si los instrumentos aplicados producen resultados que poseen un grado de consistencia y coherencia, son confiables” (p. 200).

Durán & Arias (2015), aplicaron el Cuestionario de Metas Académicas a una muestra de 205 estudiantes; 127 mujeres y 78 hombres, las edades oscilaban entre 16 y 19 años, con una media de 17,78 y 1,832 de desviación típica. La confiabilidad fue de $\alpha=,815$ por medio de alfa de Cronbach para dicho instrumento. Estos resultados en cada escala: orientación a las metas de aprendizaje $\alpha=0,865$, orientación a las metas de refuerzo social $\alpha=0,810$ y orientación a las metas de logro $\alpha=0,818$. Por su parte, Sánchez & Martínez (2022), aplicaron el Cuestionario de Metas Académicas, calcularon fiabilidad por medio de una muestra piloto de 20 participantes de una población, obtuvieron un alfa de Cronbach de 0.931, lo cual presenta un grado fuerte de confiabilidad.

Como se puede apreciar los estudios previos donde se ha utilizado el Cuestionario de Metas Académicas reportan solamente resultados de confiabilidad por consistencia interna, lo que hasta el momento resulta limitado en cuanto a las propiedades psicométricas del instrumento. Por lo anterior, el objetivo de la presente investigación fue determinar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Metas Académicas (CMA).

Desarrollo

Diseño. La investigación fue de tipo instrumental, con el objetivo de validar el instrumento seleccionado para identificar la motivación y el aprendizaje.

Participantes. En cuanto a los participantes, el muestreo fue no probabilístico de tipo intencional. El total de participantes fue de 111 alumnos del programa de cursos de inglés a la

comunidad, que se imparte en el Instituto Tecnológico de Sonora Unidad Navojoa, se aplicó a tres diferentes niveles, quienes contestaron el instrumento de forma voluntaria y anónima, en la tabla 1 se muestra a mayor detalle las características de los mismos.

Tabla 1

Características de los participantes

Variable	n	%
Escolaridad		
Secundaria	61	55.0
Preparatoria	38	34.2
Licenciatura y posgrado	12	10.8
Sexo		
Femenino	69	62.2
Masculino	41	36.9
Prefiero no decirlo	1	0.9
Actividad Principal		
Estudiante	102	91.9
Empleado	3	2.7
Empresario	1	0.9
Trabajador Independiente	3	2.7
Otro	2	1.8
Estado Civil		

Soltero(a)	107	96.4
Casado(a)	3	2.7
Divorciado(a)	1	0.9
Financiamiento		
Papás	94	84.7
Propio	8	7.2
Otro	9	8.1
Edad		
9 a 12	26	23.4
13 a 14	36	32.4
15 a 16	24	21.6
17 y más	25	22.5
Nivel		
Propedéutico/Introdutorio	68	61.3
Intermedio	31	27.9
Avanzado	12	10.8

Nota. N = 111.

Instrumento. Se aplicó el Cuestionario de Metas Académicas (Hayamizu & Weiner, 1991 citado por Prudencio & Aracely, 2018). La tabla 2 presenta los factores y su correspondiente composición de ítems. El instrumento consta de tres dimensiones o factores, Metas de estudio: Metas de aprendizaje, comprendida en los reactivos del 1 al 8; Metas de refuerzo social, en el rango del reactivo 9 al 14 y Metas de Logros, que comprende del reactivo 15 al 20, haciendo

un total de 20 reactivos. Cuenta con una escala de respuesta tipo Likert de 5 puntos, que va de 1=totalmente en desacuerdo a 5=totalmente de acuerdo. Además, cuenta con una sección adicional donde se recopila información sociodemográfica del participante: Edad, Escolaridad, Sexo, Actividad principal, Estado Civil, fuente de financiamiento (del curso de inglés) y nivel de inglés cursado.

Tabla 2

Factores del instrumento

Factores	Reactivos	Total de reactivos
Metas de aprendizaje	1-8	8
Metas de refuerzo social	9-14	6
Metas de logro	15-20	6

Análisis de datos. Se obtuvieron estadísticos descriptivos de los ítems, media, desviación estándar, asimetría y curtosis, la normalidad univariada de los ítems se determinó mediante la Prueba de D'Agostino ($p < 0.05$) mediante el paquete moments (Komsta & Novomestky, 2022) de R, también se evaluó la normalidad multivariada mediante la prueba de Mardia para asimetría y curtosis ($p < 0.05$) mediante el paquete MVN (Korkmaz, et al., 2014) de R.

De manera preliminar se analizó la validez de constructo del instrumento, mediante la prueba de validez por grupos contrastados (Sierra, 2001; Kerlinger & Lee, 2008; Anastasi & Urbina, 2009), en SPSS 24. La validez de la estructura interna del instrumento se determinó mediante modelos de medida bajo el enfoque de modelos de ecuaciones estructurales (modelos SEM), el método de estimación empleado fue por Mínimos Cuadrados Ponderados por Media y Varianza Ajustada (WLSMV, por sus siglas en inglés) para disminuir el efecto del no cumplimiento de la normalidad en los ítems.

El ajuste de los modelos se evaluó con base a los valores de χ^2 robusta, grados de libertad ajustados (gl), y la razón $\chi^2 / gl < 3$ aceptable, < 2 excelente, en cuanto a índices de ajuste absoluto, *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA robusto ≤ 0.05 excelente, ≤ 0.08 aceptable), límite superior del intervalo de confianza del RMSEA robusto (< 0.10), *Standardized Root Mean Residual* (SRMR ≤ 0.08 ideal, ≤ 0.10 aceptable), *Goodness of Fit Index* (GFI ≥ 0.95 excelente, ≥ 0.90 aceptable), índices de ajuste incremental, *Comparative Fit Index* robusto (CFI ≥ 0.95 excelente, ≥ 0.90 aceptable), *Tucker-Lewis Index* robusto (TLI ≥ 0.95 excelente, ≥ 0.90 aceptable) (Jordan, 2021). Lo relativo a los modelos de medida SEM se formularon mediante los paquetes lavaan (Rosseel, 2012) y semTools (Jorgensen et al., 2022) de R.

Se determinó la validez convergente del modelo mediante las cargas factoriales por ítem (≥ 0.70), varianza explicada (R^2) del ítem (≥ 0.50) y varianza media extraída (AVE, por sus siglas en inglés) (≥ 0.50), mientras que la validez discriminante se determinó a través de las covarianzas interfactoriales (0.3 – 0.7) y el Criterio de Fornell & Larcker (1981). La fiabilidad se determinó de las siguientes formas: del constructo mediante cargas factoriales por ítem

(≥ 0.70), del factor mediante R^2 del ítem (≥ 0.50), por consistencia interna mediante Omega de McDonald y fiabilidad compuesta (ambos ≥ 0.70) (Fornell & Larcker, 1981). Por último, se determinó la estabilidad del modelo mediante la invarianza de la estructura general o configural, de las cargas factoriales o métrica, de los interceptos o escalar, y estricta o de los residuales, si la variación del CFI robusto y RMSEA robusto ($\Delta CFI \leq -.01$; $\Delta RMSEA \leq .015$) (Chen, 2007).

Tabla 3

Estadísticos descriptivos por ítem

Ítem	M	DE	A	C	D
P1	3.730	1.087	-0.729	3.116	0.002
P2	4.234	0.863	-1.066	3.953	<0.000
P3	4.198	0.932	-1.281	4.508	<0.000
P4	3.694	1.135	-0.317	2.111	0.157
P5	4.144	0.980	-1.048	3.588	<0.000
P6	4.279	0.936	-1.450	5.174	<0.000
P7	4.090	0.977	-0.943	3.654	<0.000
P8	4.027	1.074	-1.115	3.795	<0.000
P9	3.405	1.275	-0.396	2.193	0.080
P10	2.784	1.217	0.054	2.259	0.804
P11	2.252	1.317	0.630	2.160	0.008
P12	2.450	1.380	0.406	1.887	0.073

P13	3.063	1.497	-0.157	1.628	0.477
P14	2.991	1.424	-0.060	1.728	0.785
P15	4.432	0.859	-1.732	6.242	<0.000
P16	4.441	0.931	-1.933	6.626	<0.000
P17	4.171	1.190	-1.472	4.253	<0.000
P18	4.712	0.779	-3.159	13.077	<0.000
P19	4.730	0.673	-2.851	11.971	<0.000
P20	4.468	0.913	-1.924	6.691	<0.000

Nota: M= Media; DE: Desviación estándar; A: Asimetría; C: Curtosis;

D: p-valor del estadístico de la prueba de D'Agostino para normalidad univariada.

Resultados y discusión

La tabla 3 muestra los estadísticos descriptivos por ítem, a continuación, se describen algunos aspectos relevantes: la mayoría de los ítems presentan medias superiores a 3, lo que indica que los participantes en general tienden a responder con valores medios-altos en la escala. Son pocos ítems los que presentan desviaciones estándar relativamente bajas, lo que indica menor dispersión en las respuestas. Si se recurre al criterio estricto (-1 a 1) para normalidad de los ítems, la mayoría de ellos no cumplen con el criterio de normalidad, ya que presentan asimetría negativa pronunciada. Si se aplica el criterio menos estricto (-2 a 2) todavía permanecen varios ítems fuera de rango, lo que indica distribuciones con sesgo,

particularmente en lo relativo a la curtosis. La mayoría de los ítems presentan un p-valor menor a 0.05, lo que indica que se rechaza la hipótesis de normalidad.

En términos generales, los ítems presentan sesgo negativo y curtosis elevada, lo que sugiere que las respuestas no siguen una distribución normal. La falta de normalidad es más evidente en ítems con asimetría extrema y alta curtosis. Con base a este análisis preliminar, es sumamente conveniente considerar métodos robustos o transformaciones para tratar la no normalidad de los datos en análisis posteriores.

Tabla 4

Prueba de validez de constructo por grupos contrastados

Ítem	Estadístico t	Grados de libertad	Significación (bilateral)	Diferencia de medias
P1	-6.697	58	<0.000	-1.65625
P2	-4.389	58	<0.000	-0.97321
P3	-4.231	58	<0.000	-1.02232
P4	-5.842	58	<0.000	-1.54464
P5	-6.150	58	<0.000	-1.38839
P6	-5.032	58	<0.000	-1.14286
P7	-4.237	58	<0.000	-1.06696
P8	-4.522	58	<0.000	-1.17411
P9	-7.212	58	<0.000	-1.75000
P10	-7.879	58	<0.000	-1.97768

P11	-5.118	58	<0.000	-1.51786
P12	-5.295	58	<0.000	-1.59375
P13	-10.701	58	<0.000	-2.54911
P14	-6.215	58	<0.000	-1.84821
P15	-4.295	58	<0.000	-0.89286
P16	-4.611	58	<0.000	-1.17411
P17	-5.529	58	<0.000	-1.49107
P18	-3.224	58	0.002	-0.75893
P19	-2.900	58	0.005	-0.54464
P20	-4.128	58	<0.000	-0.97768

La tabla 4 muestra los resultados de la prueba de validez de constructo por grupos contrastados, formulada de acuerdo a lo sugerido por Sierra (2001), Kerlinger & Lee (2008) y Anastasi & Urbina (2009). Se aprecia que los 20 ítems del instrumento presentan validez, ya que su probabilidad asintótica bilateral es menor a 0.05, por lo que se rechaza la hipótesis de igualdad de medias en la totalidad de los reactivos; por lo tanto, los sujetos con puntajes altos discriminan sus respuestas en todos los reactivos en relación de los participantes con puntaje bajo, de acuerdo a esta prueba se puede afirmar que el Cuestionario de Metas Académicas posee validez de constructo.

Adicionalmente, se evaluó la normalidad multivariada, a través de la prueba de Mardia, obteniéndose un coeficiente de asimetría de 3081.71 ($p < .001$) y un coeficiente de curtosis de 16.99 ($p < .001$) lo que señala la ausencia de una distribución normal multivariada en el instrumento, lo que justifica el empleo del método de estimación por mínimos cuadrados ponderados por media y varianza ajustada (WLSMV, por sus siglas en inglés) ya que resulta más adecuado para ítems ordinales con ausencia de normalidad multivariada.

La literatura recomienda el uso de métodos robustos en para la estimación del modelo de medida mediante modelos SEM, además de usar matrices de correlaciones policóricas cuando el test usa una escala ordinal tipo Likert como es el caso del presente instrumento. Debido a que el tamaño muestral es reducido (< 200), en este caso $N = 111$, se aconseja utilizar la matriz de correlaciones de Pearson, por ser más estables que la matriz de correlaciones policóricas, ya que éstas requieren un tamaño de muestra más grande para ser estables (Lloret-Segura, et al., 2014).

El número de condición de una matriz es una medida que indica la estabilidad numérica y la sensibilidad de las soluciones de un sistema de ecuaciones lineales ante pequeñas perturbaciones en los datos. Un número de condición elevado sugiere problemas de colinealidad y puede afectar negativamente la precisión de las estimaciones en modelos estadísticos. Por lo general, un número de condición menor a 30 se considera aceptable, mientras que valores superiores a 1000 indican un mal condicionamiento de la matriz, lo que puede comprometer la estabilidad del modelo (Higham, 2002).

Adicionalmente, se calculó el número de condición para las matrices de correlaciones de Pearson y correlaciones policóricas, obteniéndose valores de 31.78 y 215,191,698,849.00, respectivamente. Este criterio viene a reforzar la sugerencia de Lloret-Segura, et al., (2014) sobre el uso de la matriz de correlaciones de Pearson para la estimación del modelo de medida al aplicar el método de estimación por mínimos cuadrados ponderados por media y varianza ajustada (WLSMV) cuando la muestra es pequeña.

Tabla 5

Indicadores de bondad de ajuste de los modelos

Índice	Multifactorial	Unifactorial
$\chi^2_{(Robusto)}$	203.858	407.498
$gl_{(Robusto)}$	167	170
p valor _(Robusto)	0.027	<0.000
χ^2/gl	1.221	2.397
CFI _(Robusto)	0.948	0.617
TLI _(Robusto)	0.941	0.572
RMSEA _(Robusto)	0.056	0.151
IC RMSEA _(Robusto)	0.02 - 0.081	0.132 - 0.169
SRMR	0.098	0.176
GFI	0.939	0.791

Nota. Todos los índices reportados (excepto SRMR y GFI) corresponden a sus versiones robustas, dado que el modelo fue estimado con Mínimos Cuadrados Ponderados por Media y Varianza Ajustada (WLSMV).

El modelo multifactorial tiene mejor ajuste que el modelo unifactorial (ver tabla 5) en todos los índices. χ^2/gl es más bajo (1.221 vs. 2.397), lo que indica que el modelo multifactorial se ajusta mejor a los datos. CFI (0.948) y TLI (0.941) en el modelo multifactorial están dentro de valores aceptables (> 0.90), mientras que en el modelo unifactorial son inaceptablemente bajos (< 0.60). RMSEA del modelo multifactorial es aceptable (0.056), mientras que en el modelo unifactorial es inaceptablemente alto (0.151). SRMR también es mejor en el modelo multifactorial (0.098 vs. 0.176), aunque ligeramente por encima del umbral ideal de 0.08. GFI del modelo multifactorial es aceptable (0.939), mientras que en el modelo unifactorial es deficiente (0.791).

Las tablas 6 y 7 presentan una serie de indicadores que permitirán evaluar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Metas Académicas, a continuación, se evaluarán la validez convergente, validez discriminante y fiabilidad del modelo. La validez convergente determina que tan bien los ítems representan su constructo subyacente, puede establecerse mediante cargas factoriales estandarizadas (≥ 0.70 deseable), Varianza explicada por el ítem ($R^2 \geq 0.50$ deseable) y Varianza Media Extraída (AVE ≥ 0.50 deseable). La validez discriminante evalúa si los factores son realmente distintos entre sí. Para ello, se aplicaron dos criterios, covarianzas interfactoriales, la relación entre factores no debe ser excesivamente alta y el Criterio de Fornell & Larcker (1981): La raíz cuadrada de la AVE de cada factor debe ser mayor que sus correlaciones interfactoriales. La fiabilidad se evaluó utilizando los siguientes

indicadores: Índice de Homogeneidad Corregido por Ítem (≥ 0.40 deseable), Coeficiente Alfa si se Elimina el Ítem (Para evaluar si eliminar un ítem mejora la fiabilidad). Coeficiente Omega de McDonald (≥ 0.80 deseable) y Fiabilidad Compuesta (≥ 0.70 deseable).

Es aconsejable poner mayor atención a los ítems que presentan baja $R^2 (< 0.50)$ debido a que presentarán más error que varianza explicada por el factor latente, lo que significa que el factor no representa del todo bien al ítem. Esta situación es más notoria en el factor ML.

En lo que respecta a la validez convergente, las cargas factoriales (tabla 6) indican la fuerza de la relación entre un ítem y su constructo. MA (Metas de Aprendizaje) 7 de 8 ítems tienen cargas ≥ 0.70 , lo que es aceptable. P7 está ligeramente por debajo del umbral. Este factor cumple en general con el criterio de cargas factoriales. MRS (Metas de Refuerzo Social) 5 de 6 ítems tienen cargas ≥ 0.70 . P9 y P14 tienen cargas moderadas pero aceptables. Este factor cumple en su mayoría con el criterio de cargas factoriales. Mientras que ML (Metas de Logro) P18, P19 y P20 tienen cargas muy bajas. Solo P16 cumple con el criterio de carga ≥ 0.70 . ML presenta problemas en sus cargas factoriales, indicando que algunos ítems no están bien representando el constructo.

}

Tabla 6

Cargas factoriales, fiabilidad interna y R² por ítem

Ítem	MA	MRS	ML	A	B	R ²
P1	0.747			0.662	0.864	0.558
P2	0.756			0.612	0.870	0.572
P3	0.745			0.678	0.863	0.555
P4	0.762			0.593	0.873	0.580
P5	0.750			0.647	0.866	0.562
P6	0.750			0.646	0.866	0.563
P7	0.728			0.768	0.853	0.530
P8	0.761			0.588	0.872	0.579
P9		0.595		0.517	0.852	0.354
P10		0.747		0.670	0.827	0.558
P11		0.686		0.675	0.825	0.471
P12		0.679		0.668	0.826	0.461
P13		0.858		0.744	0.810	0.736
P14		0.654		0.588	0.841	0.428
P15			0.510	0.402	0.760	0.260
P16			0.765	0.622	0.703	0.585
P17			0.672	0.448	0.765	0.452
P18			0.371	0.689	0.695	0.138
P19			0.471	0.541	0.733	0.222
P20			0.405	0.473	0.743	0.164

Nota. A = Índice de Homogeneidad Corregido por ítem (>0.40). B = Coeficiente alfa si se elimina el ítem del factor.

Tabla 7

Indicadores de validez y fiabilidad

	MA	MRS	ML
ω de McDonald	0.910	0.912	0.880
Fiabilidad compuesta	0.880	0.856	0.709
Varianza Media Extraída (AVE)	0.479	0.501	0.303
Raíz cuadrada de la AVE	0.692	0.708	0.550
Covarianzas	MA	MRS	ML
MA	0.579		
MRS	0.089	0.576	
ML	0.156	0.095	0.192

Sobre el criterio de la Varianza Explicada por el Ítem (tabla 6) ($R^2 \geq 0.50$ deseable) mide cuánta varianza de un ítem es explicada por su factor. MA: Todos los ítems tienen $R^2 > 0.50$, lo que indica buena representación del constructo. MRS: P9 y P14 tienen R^2 menores a 0.50, lo que indica que capturan menos del 50% de su varianza del constructo. ML: P18, P19 y P20 tienen R^2 extremadamente bajos, indicando que estos ítems apenas explican la varianza del constructo. MA tiene buena varianza explicada por los ítems. MRS tiene dos ítems con R^2 bajo, pero en general cumple. ML tiene problemas fuertes, con tres ítems con $R^2 < 0.50$.

En cuanto al tercer criterio, el Análisis de la Varianza Media Extraída (tabla 7) ($AVE \geq 0.50$ deseable) mide cuánta varianza total de un factor es explicada por sus ítems. MA No

cumple, está cerca del umbral, pero es insuficiente. MRS presenta buena validez convergente y ML no cumple, presenta un problema de debilidad de validez convergente.

La validez discriminante evalúa si los factores son realmente distintos entre sí. Para ello, se aplicaron dos criterios: Covarianzas interfactoriales: La relación entre factores no debe ser excesivamente alta y el Criterio de Fornell & Larcker (1981): La raíz cuadrada de la AVE de cada factor debe ser mayor que sus correlaciones interfactoriales.

Las covarianzas interfactoriales (tabla 7) deben ser moderadas y no demasiado altas. Valores cercanos a 1.0 sugieren problemas de colinealidad entre factores. Debido a que los valores de las covarianzas interfactoriales son bajas, no hay indicios de multicolinealidad grave, lo que indica que los factores están bien diferenciados.

En cuanto al Criterio de Fornell & Larcker (1981) este establece que la raíz cuadrada de la AVE de cada factor (tabla 7) debe ser mayor que su correlación con otros factores, en los tres casos la raíz cuadrada del AVE es mayor que su correlación con otros factores, lo que indica que los factores están bien diferenciados.

Por último, la evaluación de la Fiabilidad por Consistencia Interna se realizó utilizando los siguientes indicadores: Índice de Homogeneidad Corregido por Ítem (≥ 0.40 deseable), Coeficiente Alfa si se Elimina el Ítem (Para evaluar si eliminar un ítem mejora la fiabilidad), Coeficiente Omega de McDonald (≥ 0.80 deseable) y Fiabilidad Compuesta (≥ 0.70 deseable). A continuación, se analiza cada uno de estos criterios con base en los datos de las Tablas 6 y 7.

El Índice de Homogeneidad Corregido mide la relación de cada ítem con su factor (tabla 6). Valores inferiores a 0.40 sugieren que el ítem no contribuye de manera adecuada. Solo el ítem P18 presenta un índice por debajo del umbral (0.371), lo que sugiere que debe eliminarse. P19 y P20 cumplen con el criterio, pero están en el límite inferior.

Si eliminar un ítem aumenta el Alfa de Cronbach del factor (tabla 6), significa que dicho ítem puede estar afectando negativamente la fiabilidad del factor. Solo la eliminación de los ítems P18, P19 y P20 incrementan la fiabilidad por consistencia interna del factor ML, la eliminación del P18 provoca el incremento más considerable, mientras que eliminar los ítems P19 y P20 incrementa alfa, pero de forma más ligera.

El coeficiente Omega de McDonald (≥ 0.80 deseable) mide la consistencia interna considerando las cargas factoriales (ver tabla 7) con base a este criterio los tres factores presentan alta fiabilidad. Sobre la Fiabilidad Compuesta (CR) (≥ 0.70 deseable) mide la confiabilidad considerando las cargas factoriales (tabla 6) los factores MA y MRS presentan alta fiabilidad y ML está en el mínimo aceptable.

Una vez determinadas las propiedades de validez y fiabilidad se formulará el análisis de invarianza, la tabla 8 muestra los resultados de los modelos de invarianza configural, métrica, escalar y estricta en los grupos por las variables de escolaridad, sexo, nivel (de inglés) y edad.

Tabla 8

Invarianza factorial de los grupos

Invarianza	$\chi^2_{(Robusto)}$	gl _(Robusto)	CFI _(Robusto)	RMSEA _(Robusto)	$\Delta CFI_{(Robusto)}$	$\Delta RMSEA_{(Robusto)}$
Escolaridad						
Configural	352.783	334	1.000	0.043		
Métrica	371.500	351	1.000	0.048	0.000	0.004
Escalar	396.195	368	1.000	0.054	0.000	0.007
Estricta	423.079	388	1.000	0.060	0.000	0.005
Sexo						
Configural	352.7832	334	1.000	0.043		
Métrica	371.4999	351	1.000	0.048	0.000	0.004
Escalar	396.1947	368	1.000	0.054	0.000	0.007
Estricta	423.0791	388	1.000	0.060	0.000	0.005
Nivel						
Configural	352.783	334	1.000	0.043		
Métrica	371.500	351	1.000	0.048	0.000	0.004
Escalar	396.195	368	1.000	0.054	0.000	0.007
Estricta	423.079	388	1.000	0.060	0.000	0.005
Edad						
Configural	352.783	334	1.000	0.043		
Métrica	371.500	351	1.000	0.048	0.000	0.004
Escalar	396.195	368	1.000	0.054	0.000	0.007

Estricta	423.079	388	1.000	0.060	0.000	0.005
----------	---------	-----	-------	-------	-------	-------

En cuanto a la escolaridad, se cumple la invarianza métrica, escalar y estricta, se confirma que la invarianza factorial se mantiene en todos los niveles para Escolaridad.

Sobre la invarianza factorial del sexo, se cumple la invarianza métrica, escalar y estricta, el modelo mantiene la invarianza factorial en todos los niveles para Sexo.

Con relación a la invarianza factorial del nivel (de inglés) es cumple la invarianza métrica, se cumple la invarianza escalar, se cumple la invarianza estricta, el modelo es invariante en todos los grupos para Nivel; por último, en cuanto a la invarianza por edad, el modelo mantiene la invarianza factorial en todos los niveles para Edad.

El modelo cumple con invarianza factorial en todos los grupos evaluados, lo que significa que la estructura factorial es estable entre los grupos (configural), las cargas factoriales son equivalentes entre los grupos (métrica), lo que permite comparar relaciones estructurales, los interceptos son equivalentes (escalar), permitiendo comparar puntuaciones latentes y las varianzas de error también son equivalentes (estricta), asegurando estabilidad total del modelo.

En términos generales, desde una postura que asume que la validez y la fiabilidad no son absolutas, sino que pueden variar en grados, la evaluación del Cuestionario de Metas Académicas muestra un alto nivel de adecuación psicométrica con áreas de fortaleza y algunos puntos a considerar para ajustes futuros.

En cuanto a Fiabilidad y Consistencia Interna. El instrumento ha demostrado una fiabilidad aceptable en todos sus factores, ya que presenta un Omega de McDonald (ω) ≥ 0.88 en todos los factores. Fiabilidad compuesta superior a 0.85 en dos factores, aunque el tercer factor tiene un valor más bajo (≈ 0.76). El Factor ML (Metas de Logro) mostró la menor fiabilidad. Como ajustes futuros podrían enfocarse en revisar los ítems con menor carga factorial o reformular ítems que aporten mejor a la coherencia interna del factor.

Sobre la Validez Convergente y Discriminante se encontró evidencia favorable de validez convergente en los Factores MA y MRS, con AVE ≥ 0.50 . El Factor ML mostró un AVE por debajo del umbral recomendado (≈ 0.37), lo que sugiere que sus ítems no explican suficiente varianza del constructo. Si en futuras aplicaciones se observa el mismo problema, se podría optar por revisar la estructura factorial, agregar ítems o redefinir el constructo.

En relación a la Invarianza Factorial y Comparabilidad entre Grupos el modelo mostró invarianza factorial en todos los niveles (configural, métrica, escalar y estricta) para todas las variables de agrupación analizadas (Escolaridad, Sexo, Nivel y Edad). Esto significa que el instrumento mide el constructo de manera equivalente en todos los grupos analizados, permitiendo comparaciones directas de puntuaciones latentes. Esto implica que el instrumento tiene un fuerte respaldo para ser utilizado en estudios comparativos, ya que las diferencias entre grupos pueden interpretarse como diferencias reales en metas académicas y no como sesgos de medición. Este resultado es una fortaleza clave para la generalización de los hallazgos en aplicaciones futuras.

Conclusiones

El modelo de medida mostró un ajuste global aceptable. Los índices de invarianza factorial garantizan comparabilidad entre grupos. Y se cuenta con buena fiabilidad general en los factores MA y MRS. En cuanto a áreas de mejora: El Factor ML requiere ajustes en su validez convergente y en la cohesión de sus ítems. Es aconsejable revisar el factor ML en estudios futuros para verificar si mantiene su estructura o requiere reformulación, también resulta sumamente conveniente evaluar la estabilidad del instrumento en muestras más grandes y diversificadas para consolidar su validez externa.

El Cuestionario de Metas Académicas, en su aplicación preliminar, ha demostrado ser una medida con bases psicométricas aceptables, con buen ajuste y capacidad para realizar comparaciones entre grupos. No obstante, hay oportunidades de mejora, especialmente en el Factor ML, lo que sugiere que su estructura debe seguirse evaluando en futuras aplicaciones. El cuestionario es plausible de aplicarse para evaluar la motivación en base a las metas académicas de quienes estudian inglés como un segundo idioma.

Referencias

Amado Ayala, N., Castiblanco Bareño, M., & Suarez Hernández, Y. A. (2021). *Estrategias didácticas que favorecen el aprendizaje del idioma inglés* (Doctoral dissertation, Universidad Santo Tomás).

Anastasi, A. & Urbina, S. (2009). *Tests psicológicos* (séptima edición). Prentice Hall.

- Arias, A. V., Rodríguez, M. S. G., Solís, S. G. P., Cabanach, R. G., Montero, C. R., Pérez, J. C. N., ... & García, J. A. G. P. (1998). El cuestionario de metas académicas (CMA): un instrumento para la evaluación de la orientación motivacional de los alumnos de Educación Secundaria. *Aula abierta*, (71), 175-200.
- Bobarin Conde, E. R. (2021). Desarrollo de la competencia comunicativa oral en inglés. *Horizontes Revista de Investigación en Ciencias de la Educación*, 5(19), 723-732.
- Caradonna, L. (2017). Aprendizaje significativo: felicidad, motivación y estrategias de los docentes (Tesis Doctoral). Universidad de Extremadura, España.
<http://dehesa.unex.es/handle/10662/6539>.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Durán-Aponte, E., & Arias-Gómez, D. (2015). Orientación a las metas académicas, persistencia y rendimiento en estudiantes del Ciclo de Iniciación Universitaria. *REDU. Revista de Docencia Universitaria*, 13(2), 189-206.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
<https://doi.org/10.2307/3151312>

- Hayamizu, T., & Weiner, B. (1991). Una prueba del modelo de Dweck de metas de logro en relación con la percepción de la capacidad. *The Journal of Experimental Education*, 59 (3), 226-234.
- Hernández-Sampieri, R. & Mendoza, C. (2018). *Metodología de la investigación las rutas cuantitativa, cualitativa y mixta.*: McGraw Hill.
http://www.biblioteca.cij.gob.mx/Archivos/Materiales_de_consulta/Drogas_de_Abuso/Articulos/SampieriLasRutas.pdf
- Higham, N. J. (2002). *Accuracy and stability of numerical algorithms* (2nd ed.). SIAM.
- Jordan, F. (2021). Valor de corte de los índices de ajuste en el análisis factorial confirmatorio. *Psocial*, 7(1), 66-71.
<http://portal.amelica.org/ameli/journal/123/1232225009/>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel, Y. (2022). *semTools: Useful tools for structural equation modeling. R package version 0.5-6.* Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Kerlinger, F. & Lee, H. (2008). *Investigación del comportamiento. Métodos de investigación en ciencias sociales* (cuarta edición). McGraw Hill.
- Komsta L. & Novomestky, F. (2022). *moments: Moments, Cumulants, Skewness, Kurtosis and Related Tests.* R package version 0.14.1, <https://CRAN.R-project.org/package=moments>

- Korkmaz S, Goksuluk D, Zararsiz G. MVN: An R Package for Assessing Multivariate Normality. *The R Journal*. 2014 6(2):151-162. <https://journal.r-project.org/archive/2014-2/korkmaz-goksuluk-zararsiz.pdf>. R package version 5.9, <https://cran.r-project.org/web/packages/MVN>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología / Annals of Psychology*, 30(3), 1151–1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Peiteado, M. G., & López, B. R. (2017). *Factores Motivacionales de los Adultos para el Estudio de una Lengua Extranjera*. Obtenido de Repositorio Documental Gredos: <https://gredos.usal.es/handle/10366/139968>.
- Prudencio, C., & Aracely, J. (2018). Motivación de metas académicas y rendimiento académico en estudiantes de Terapia Física y Rehabilitación de la Universidad San Pedro, Chimbote, 2017.
- Rosseel, Yves (2012). Lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>. R package version 0.6-17, <https://cran.r-project.org/web/packages/lavaan/>

Ruiz-Esteban, C., Méndez, I., & Herrero, Á. D. (2021). Evolución de las metas académicas en función del sexo y la edad y su influencia en el rendimiento académico en adolescentes murcianos. *Educatio Siglo XXI*, 36(3 Nov-Feb1), 319-332.

Sanchez, M. & Martinez, A. (2022). Evaluación y aprendizaje en educación universitaria: estrategias e instrumentos. Innovacion educativa UNAM.
<https://cuaieed.unam.mx/publicaciones/libro-evaluacion/>

Sierra, R. (2001). Técnicas de Investigación Social: Teoría y Ejercicios. Editorial Paraninfo.



Año 18 / Núm. 43 / - Enero - junio 25
Revista de Investigación Académica sin Frontera
ISSN 2007-8870



[Neliti - Indonesia's Research Repository](#)

