

Adaptación y validación de una escala de motivación al logro a una muestra de jóvenes universitarios

Samana Vergara-Lope Tristán,
Vicenta Reynoso-Alcántara

Resumen

La motivación de logro se define como el impulso que lleva a las personas a alcanzar sus metas a partir de la realización de actividades con maestría, responsabilidad y compromiso. Para su medición en diferentes poblaciones, se han elaborado numerosos instrumentos. En el caso de esta investigación, se puso a prueba una versión modificada y reducida del instrumento de motivación al logro en niños (Monolini) en universitarios: se aplicó en una muestra de 198 estudiantes universitarios, 68.5% fueron mujeres y 31.5% fueron hom-

Abstract

Achievement motivation is defined as the impulse that pushes people to the accomplishment of their goals through the realization of activities with mastery, responsibility and commitment. Numerous instruments have been made to measure achievement motivation in different populations. In the present study, a modified version of Monolini instrument was tested. It was applied on a sample of 198 students, with 68.5% women and 31.5% men, between 19 and 46 years old. The factor analysis with varimax rotation was forced to five factors,

SAMANA VERGARA-LOPE TRISTÁN, VICENTA REYNOSO-ALCÁNTARA. Facultad de Psicología, Xalapa, Universidad Veracruzana, México. Contacto [samanavergaralope@hotmail.com]. Nota para formación: mantener asterisco y luego iniciar numeración en 1.

Revista Intercontinental de Psicología y Educación, Vol. 19, núms. 1-2, enero-diciembre 2017, pp. 43-64
Fecha de recepción: 4 de octubre de 2016 | Fecha de aceptación: 8 de junio de 2017.

bres, de entre 19 y 46 años de edad. El análisis factorial con rotación varimax se forzó a cinco factores que explican 57.7% de la varianza. El instrumento final contiene 23 reactivos con cuatro opciones de respuesta y cinco factores: *trabajo y compromiso; maestría; competencia; esperanza de éxito, y miedo al fracaso*. El índice de consistencia interna general es de 0.85. La validez concurrente se obtuvo con el *Cuestionario de motivación de logro académico*.

PALABRAS CLAVE

Estudiante universitario, psicometría, motivación, motivación de logro.

which explain the 57.7% of the total variance. The final instrument has 23 items with four response options and five factors: work and Compromise; mastery; competitiveness; hope for success, and fear of failure. The general internal consistency was 0.85. Concurrent validity was obtained with the Questionnaire of Academic Achievement Motivation.

KEYWORDS

Graduate students, psychometry, motivation, achievement motivation

La motivación de logro es un tema de interés en psicología debido a su estrecha relación con la obtención de logros en diversos contextos, como el educativo, respecto de los estudiantes (Harackiewicz, Barron, Tauer y Elliot, 2002; Hustinx, Kuyper, van der Werf y Dijkstra, 2009; Tongsilp, 2013) y de los maestros (Butler, 2012), del contexto laboral (Dysvik y Kuvaas, 2013, e Iyer y Kamalanabhan, 2006), del deporte (García-Naveira y Remor, 2011), de salud, entre otros.

Ésta se define (Berridi, 2001) como una disposición a esforzarse para obtener éxito en cualquier situación. Se trata de una disposición que implica tres dimensiones: trabajo, maestría y competencia. Por su parte, Byrne, Mueller-Hanson, Cardador, Thorton, Schuler, Frintrup y Fox (2004) explican que la motivación de logro puede explicarse como la tendencia de un individuo a desear y trabajar con la finalidad de cumplir metas desafiantes personales y profesionales.

Otros autores incluyen el factor *excelencia* como un elemento fundamental. Por ejemplo, para Iyer y Kamalanabhan (2006), la motivación de logro es una predisposición a la búsqueda de la excelencia, que puede expresarse como un deseo por parte de la persona para desarrollar actividades en términos de un estándar de excelencia o para tener éxito en situaciones competitivas. Para Garrido (1991), la motivación de logro es una tendencia a alcanzar el éxito en situaciones que implican competición bajo un criterio de excelencia.

Dichas definiciones coinciden con una conceptualización de la motivación de logro basada en las diferencias individuales, en la que las tendencias individuales a desear y trabajar para alcanzar objetivos son el eje fundamental, dando poca importancia a factores situacionales y a las interpretaciones individuales de estos factores (Byrne *et al.*, 2004).

La motivación de logro constituye un concepto multidimensional (Tempelaar, Gijsselaers, Schim van der Loeff, y Nijhuis, 2007), y en la literatura se pueden encontrar diversos modelos que definen una serie de dimensiones o factores como componentes del concepto; como el modelo 3 X 2 (Elliot, Murayama y Pekrun, 2011), el modelo de tres factores (Byrne *et al.*, 2004) y el modelo de cuatro factores, de Spence y Helmreich (Krebs, Berger, y Ferligoj, 2000).

En su estudio, Byrne *et al.* (2004) confirman un modelo de tres factores que es consistente en muestras de tres países: Alemania, Israel y Estados Unidos. Los factores son los siguientes: 1) ambición, que incluye los conceptos de orgullo por la productividad, orientación al estatus y competitividad; 2) independencia, que incluye conceptos como autosuficiencia, flexibilidad y temeridad, y 3) motivación relacionada con la tarea, que incluye autocontrol, persistencia e internalización referente al éxito o fracaso.

En la literatura también se encuentra referencia al modelo de Spence y Helmreich, quienes incluyen cuatro factores: 1) deseo de trabajo arduo, *trabajo*; 2) búsqueda de retos intelectuales, *maestría*; 3) búsqueda de éxito en situaciones competitivas, *competencia*, y 4) evitación de consecuencias negativas en el éxito (Berridi, 2001; Harackiewicz *et al.*, 2002;

Iyer y Kamalanabhan, 2006; Krebs *et al.*, 2000; López, 2011; Tripathi y Cervone, 2008). A continuación, se describen los factores propuestos por Spence y Helmreich.

El trabajo es una actitud positiva hacia dos aspectos: laboriosidad y productividad (Berridi, 2001). Krebs *et al.* (2000) describen este factor como una dimensión que representa al esfuerzo, el deseo por el *trabajo duro* y por hacer un *buen trabajo*.

Byrne *et al.* (2004), dentro de su modelo de motivación de logro, proponen algunas dimensiones relacionadas con la dimensión de trabajo, incluyendo esfuerzo compensatorio, compromiso y persistencia. El esfuerzo compensatorio es la voluntad de invertir esfuerzo extra para evitar el fracaso en una tarea; el compromiso es el deseo de *comprometerse* regularmente en diversas actividades que implican esfuerzo, y la persistencia es la voluntad de dedicar un gran esfuerzo por periodos de tiempo prolongados con la finalidad de alcanzar un objetivo.

La maestría es la preferencia por tareas difíciles, que el individuo busca ejecutar con perfección y dominio (Berridi, 2001). Byrne *et al.* (2004) definen la preferencia por tareas difíciles como una tendencia a buscar tareas retadoras, una tendencia que normalmente se acompaña por la búsqueda de tareas cada vez más complejas. Por su parte, Iyer y Kamalanabhan (2006) explican que una persona orientada al logro disfruta especialmente ganar en situaciones de competencia en las que su ejecución implica estándares de alta dificultad. Ambas visiones coinciden con la definición de *maestría* de Berridi.

Finalmente, *competencia* es el deseo por ser mejor en situaciones en las que está implicado el logro interpersonal. Para Byrne *et al.* (2004), la competencia es la motivación que surge del *deseo de competir*, e implica un deseo de ser más rápido y mejor que otros. Esta definición coincide con la que ofrecen Elliot *et al.* (2011) sobre competencia implicando a un referente interpersonal evaluativo, donde concreta cómo hacerlo bien o mal según el desempeño de otras personas.

Según Spence y Helmreich (Krebs *et al.*, 2000), a diferencia de la maestría, que implica una orientación a la tarea basada en la excelencia, la competencia implica enfrentarse a sí mismo contra otras personas.

Igualmente, el trabajo, la maestría y la competencia son motivos, más o menos independientes, y cada uno refleja tendencias generales de disposición relativamente estables a lo largo del tiempo, los cuales permanecen latentes hasta que la persona se involucra en tareas o situaciones particulares. Estos motivos pueden ser guiados por una tendencia general de aproximación al éxito (*esperanza de éxito*) o por una de evitación del fracaso (*miedo al fracaso*) o por una combinación de ambas.

Para medir la motivación de logro en los ámbitos escolares, también se han creado diferentes instrumentos. Romero y Salom (Válek, 2007) crearon el inventario de *Motivación al Logro* (MLP), *Afiliación* (MAFI) y *Poder* (MPS), utilizando una escala Likert con seis alternativas de respuesta (completamente de acuerdo; moderadamente de acuerdo; ligeramente de acuerdo; ligeramente en desacuerdo; moderadamente en desacuerdo, y completamente en desacuerdo). El MLP consta de 24 ítems y presenta como indicadores: metas, instrumentación, compromiso con la tarea y creencias facilitadoras del logro. El MPS, de 20 ítems, posee como indicadores el poder benigno y poder explotador; y el MAFI, con 16 ítems, tiene como indicadores la afiliación básica y la afiliación al trabajo. Se determinó la confiabilidad de dichos instrumentos mediante el método α de Cronbach, de donde resultó un coeficiente de 0.79 para el inventario MLP, 0.77 para MAFI y 0.84 para MPS.

El instrumento de Manassero y Vázquez (1998) lleva por nombre *Escala Atribucional de Motivación de Logro* (EAML) y es una adaptación para su aplicación en contextos educativos universitarios. Los resultados del análisis factorial identifican seis factores: interés y esfuerzo; interacción con profesor; tarea/capacidad; influencia de los pares sobre las habilidades para el aprendizaje; examen, e interacción colaborativa con pares. La confiabilidad total obtenida es de 0.90. Este instrumento evalúa las expectativas de éxito o fracaso en una materia determinada y se basa en la teoría atribucional de Weiner (1985).

Durán-Aponte y Pujol (2013) realizan una adaptación del instrumento de Manassero y Vázquez, la *Escala Atribucional de Motivación de Logro General* (EAML-G), que intenta conocer las atribuciones hechas por los estudiantes en los resultados de su rendimiento general; es decir, el resultado

de un conjunto de asignaturas en un determinado periodo académico, por lo tanto, se modificó la redacción de sus reactivos cambiando la palabra *asignatura* por *trimestre*. Tiene cuatro dimensiones: motivación de interés; motivación de tarea/capacidad; motivación de esfuerzo; motivación de exámenes, y motivación de competencia del profesor. Los resultados se valoran sobre una escala Likert de 1 a 6 puntos. La escala total explica 47.34% de la varianza con 18 reactivos que obtienen un $\alpha = 0.81$.

Por último, el Monolini fue desarrollado por Berridi (2001) para población infantil. Se basa en tres categorías del modelo de Spence y Helmreich: trabajo; maestría, y competencia. Cuenta con 37 reactivos y tres opciones de respuesta: 1) casi nunca o nunca; 2) algunas veces, y 3) casi siempre o siempre. El autor reporta un índice de consistencia interna de 0.85. Su estructura factorial se conforma por cinco factores que explican 42.95% de la varianza total: trabajo, con 7 reactivos; maestría, con 10 reactivos; competencia, con 11 reactivos; desinterés, con 5 reactivos, y vergüenza al fracaso, con 4 reactivos. Las confiabilidades de los factores van de $\alpha = 0.58$ a $\alpha = 0.85$. Este instrumento tiene la ventaja de que los ítems no refieren a situaciones contextuales específicas como un contexto escolar específico, por ejemplo, lo que permite contar con un instrumento flexible en cuanto al contexto.

MÉTODO

El objetivo de este trabajo fue obtener la confiabilidad y validez de una versión reducida del instrumento de Monolini en una muestra de jóvenes universitarios.

La muestra estuvo conformada por 198 alumnos de la Facultad de Psicología, de la Universidad Veracruzana: 68.5% mujeres y 31.5% hombres, de entre 19 y 46 años, y una \bar{X} de 21.2 ($\Sigma = 2.9$). Principalmente, cursaban el cuarto (51%) y sexto (43.9%) semestres.

Los solteros estaban representados por 94.4%; las personas en unión libre, por 5.1%; y los casados, por 0.5%. Del total, 90.3% nació en Veracruz y 9.7% en otros estados de la República Mexicana. La mayoría

(62.1%) vivía con sus padres; 12.1% con amigos o compañeros; 10.6% solos; 8.1% con hermanos, primos o tíos; 5.1% con pareja, y 2.0% con abuelos. Acerca de la manutención, de 87.3% se encargaban sus padres, mientras que 8.1% se mantenía solo, gracias a que trabajaba, y de 4.6% se encargaba alguien más, como la pareja o algún familiar.

INSTRUMENTO

La batería aplicada estuvo conformada por una hoja de datos sociodemográficos y siete instrumentos de medición. La primera consta de 32 reactivos extraídos de la escala de Monolini (Berridi, 2001), originalmente dirigida a niños. En el documento donde se explica la elaboración de este instrumento, el autor presenta como resultado del análisis un instrumento de 37 reactivos con tres opciones de respuesta; sin embargo, el mismo autor incluye una versión final del instrumento con 42 reactivos. Debido a la falta de coincidencia en la presentación del instrumento y los reactivos que lo componen, se decidió elegir 32 reactivos de la versión amplia de 42 que presenta el instrumento original y ponerlos a prueba con una forma diferente de calificación con cuatro opciones de respuesta. Las opciones de respuesta van de nunca a siempre y se puntúan del 1 al 4, respectivamente, excepto los reactivos negativos (7, 11, 24, 28 y 31), que se puntúan al revés.

La batería aplicada también incluía una versión de la EAML-G (Durán-Aponte y Pujol, 2013), con 17 reactivos y un α de Cronbach de 0.81, y explica 47.34% de la varianza total.

PROCEDIMIENTO

El instrumento original de Monolini (Berridi, 2001) se creó para su uso con niños. En el caso de esta investigación, se pusieron a prueba 32 ítems elegidos de la versión amplia en una muestra de jóvenes universitarios. Se tomaron los reactivos tal como aparecen en el instrumento original y se aumentó una opción de respuesta para contar con cuatro. Las opciones de

respuesta tipo Likert corresponden a una escala ordinal que se califica de 1 a 4; sin embargo, la sumatoria de todos los reactivos y la sumatoria por dimensión, tradicionalmente dentro de la psicometría, se consideran escalas intervalares. Por esta razón, se utilizan pruebas estadísticas para variables intervalares.

Se realizó un muestreo no probabilístico e intencional (Kerlinger y Howard, 2002). Primero se solicitó el permiso necesario a la dirección de la facultad y a los profesores de los grupos en los que se aplicó. Posteriormente, se asistió a los salones de clase para la aplicación de la batería en la cual se incluían los instrumentos mencionados.

Se explicó a los alumnos el objetivo de la investigación y se les pidió que participaran voluntariamente; aquellos que aceptaron firmaron un consentimiento informado antes de comenzar a responder los instrumentos.

Para validar esta nueva versión, igual que lo hizo Berridi (2001) con la versión original con ayuda del paquete estadístico SPSS, se buscó obtener la confiabilidad a partir del índice de consistencia interna del α de Cronbach¹ y así obtener validez de contenido a partir de un análisis factorial exploratorio² de componentes principales con rotación varimax,³ que se utilizó para detectar cómo se organizaban los reactivos del instrumento; asimismo, para lograr, junto con el análisis de frecuencias y la correlación ítem-calificación total, la eliminación de reactivos.

¹ A pesar de las críticas a la utilización del α de Cronbach para las variables categóricas, dentro de las ciencias sociales se utiliza esta medida de consistencia interna para obtener la confiabilidad de instrumentos con opciones de respuesta de nivel de medición ordinal tipo Likert. Ésta es una discusión que aún no termina, en la que se aportan argumentos a favor y en contra.

² El análisis factorial exploratorio (AFE) es una de las técnicas más utilizadas en ciencias sociales. Se recomienda su uso con, al menos, cinco aplicaciones por reactivo y con no menos de 100 sujetos (Zamora, Monroy, y Chávez, 2009).

³ Se realizó una rotación varimax para tratar de minimizar el número de variables que tenían saturaciones altas en cada factor y simplificar la interpretación de los factores; además de ser el mismo método ortogonal forzado a cinco factores el que se utiliza en el proceso para la validación del instrumento original.

El análisis factorial es una técnica estadística multivariada que analiza variables latentes, esto es, no observables y que no se pueden medir directamente. El objetivo principal del análisis factorial es estudiar la estructura de correlación entre un grupo de variables o ítems a partir de los factores que subyacen (Zamora, Monroy y Chávez, 2009).

RESULTADOS

Los tres reactivos que obtuvieron medias más altas fueron: me siento bien cuando alcanzo lo que me propongo; disfruto cuando logro alcanzar las metas, y me siento bien cuando hago un buen trabajo. Los tres reactivos que obtuvieron medias más bajas fueron: disfruto cuando puedo vencer a otros; es importante para mí demostrar ser el mejor en todo; me siento mal cuando no puedo ganar. En la Σ del instrumento se obtuvo una calificación mínima de 57 y máxima de 106 de 128 puntos posibles, con una Σ de 89.28 y Σ de 9.473.

Al realizar el análisis de frecuencias de las respuestas al cuestionario, tres reactivos superaron 70% en una sola opción de respuesta (tabla 1). Se puede observar que los reactivos 4, 18, 27 (sombreado) cumplen con este criterio. Referente a la correlación ítem-total, todos los reactivos obtuvieron correlaciones por arriba de 0.15 (tabla 1). Es importante recordar que los reactivos positivos se califican de la siguiente manera: nunca, un punto; algunas veces, dos puntos; casi siempre, tres puntos, y siempre, cuatro puntos. Mientras que los reactivos negativos (7, 11, 24, 28 y 31), desde el inicio del procedimiento de validación se codifican exactamente al contrario que los reactivos positivos; esto es, la opción de respuesta nunca se califica con cuatro puntos, la opción algunas veces con tres, casi siempre con dos, y por último siempre con un punto. De este modo, se obtiene una calificación total que corresponde a la Σ de todos los reactivos y que posteriormente es correlacionada con cada uno de los ítems (correlación ítem-total).

Tabla 1. Porcentajes de las frecuencias por opción de respuesta y correlación ítem-total para cada reactivo

	<i>Nunca</i>	<i>Algunas veces</i>	<i>Casi siempre</i>	<i>Siempre</i>	<i>Ítem-total</i>
Me gusta entregar mis tareas y trabajos perfectamente bien.	0.5	13.1	55.6	30.8	0.608***
Disfruto cuando cumpla lo que me indican.	0.5	11.6	32.8	55.1	0.431***
Me es importante poner lo mejor de mí en las cosas que hago.	0	5.1	33.8	61.1	0.433***
Me siento bien cuando alcanzo lo que me propongo.	0	1.0	8.6	90.4	0.186**
Estoy dispuesto para empezar mis tareas.	2.5	32.8	56.6	8.1	0.490***
Me gusta ser el mejor en mi clase.	8.6	42.6	32	16.8	0.492***
Cuando estoy cansado, no termino mis tareas.	8.1	18.7	59.6	13.6	0.325***
Es importante para mí demostrar ser el mejor en todo.	36.4	39.9	18.2	5.6	0.506***
Trato de entregar las tareas y los trabajos mejor que los demás.	15.7	51.0	26.8	6.6	0.547***
Me gusta cumplir mis deberes.	1.0	11.6	48.0	39.4	0.488***
No termino mis tareas.	2.0	5.1	65.2	27.8	0.376***
Me entusiasma hacer cosas nuevas.	1.0	11.7	37.6	49.7	0.227***
Me siento mal cuando no alcanzo lo que me propongo.	2.0	33.3	31.8	32.8	0.285***

Termino mis tareas.	1.0	20.7	56.6	21.7	0.463***
Me siento mal cuando no puedo ganar.	17.7	60.1	15.2	7.1	0.237***
Trato de hacer las cosas cada vez mejor.	0	12.6	55.1	32.3	0.558***
Me gusta que mi tarea quede lo mejor posible.	0.5	15.7	46.0	37.9	0.635***
Disfruto cuando logro alcanzar las metas.	0	1.5	21.2	77.3	0.378***
Me gusta que mis tareas y trabajos queden bien hechos.	0	10.1	46.5	43.4	0.603***
Me siento bien cuando gano.	1.5	19.2	33.8	45.5	0.436***
Es importante para mí hacer las cosas mejor que los demás.	19.2	47.0	25.3	8.6	0.403***
Me gusta alcanzar el éxito.	0	3.5	30.8	65.7	0.451***
Es importante para mí realizar las cosas tan bien como se pueda.	2.0	9.1	42.9	46.0	0.569***
Es necesario que me digan que tengo que hacer mi tarea para empezarla.	3.0	8.1	27.9	60.9	0.312***
Tengo presentes mis deberes escolares.	1.0	7.1	37.9	54.0	0.359***
Disfruto cuando puedo vencer a otros.	33.3	41.9	14.1	10.6	0.226***
Me siento bien cuando hago un buen trabajo.	0	4.0	23.2	72.7	0.449***
Se me olvida hacer mis tareas.	1.5	9.1	65.2	23.7	0.452***
Cumplo con todos mis deberes.	1.0	25.3	59.1	14.6	0.522***
Me siento mal cuando pierdo.	16.7	58.1	15.2	10.1	0.265***

Me da flojera empezar algo nuevo.	2.0	6.6	44.4	47.0	0.223**
Cumplo con mi tarea y trabajos escolares.	1.0	11.1	64.6	23.2	0.524***

*** La correlación es significativa al nivel 0.001 (bilateral).

** La correlación es significativa al nivel 0.01 (bilateral).

Se obtuvo el índice de KMO, que al ser cercano a 1, nos indica el adecuado uso del análisis factorial (0.816). La prueba de Bartlett resultó significativa al 0.001, lo que muestra que existe correlación entre las variables (tabla 2).

Tabla 2. Índice de KMO y Bartlett

KMO y prueba de Bartlett		
Medida de adecuación muestral de KMO.		0.816*
Prueba de esfericidad de Bartlett.	χ^2 aproximado	2,334.366
	gl	496
	Sig.	0.001

* $p < .001$

El análisis factorial se realizó forzando a cinco factores que son los propuestos por Berridi (2001) para la escala original. Los 32 reactivos obtienen comunalidades por arriba de 0.20 y los cinco factores explican 50.2% de la varianza total.

La rotación varimax con 10 iteraciones muestra que los reactivos 20, 27 y 29 obtienen cargas factoriales iguales o mayores a 0.40 en dos factores,⁴ criterio suficiente según la literatura para ser eliminado (Aiken, 2003), y los reactivos 12 y 31 obtienen cargas factoriales por debajo de 0.40. Al unir estos reactivos y los tres que no discriminan por prueba de

⁴ Criterio utilizado para asegurar la validez de contenido del instrumento, ya que permite eliminar reactivos que pertenecen a más de un factor (Aiken, 2003).

frecuencias (4, 18, 27), se eliminan en total siete ítems (4, 12, 18, 20, 27, 29, 31). Como resultado, el factor 4 queda con un solo reactivo (el número 22), por lo que es necesario eliminar tanto el reactivo, como el factor.

Con el objetivo de conservar los cinco factores, se corrió nuevamente el análisis factorial, pero esta vez eliminando previamente el reactivo 22 y forzando a cinco factores. Los 31 reactivos obtienen comunalidades por arriba de 0.20 y el total de la varianza explicada es de 57.7%. La rotación varimax con 6 iteraciones muestra que todos los reactivos obtienen cargas factoriales por arriba de 0.40, pero los reactivos 5, 10, 26, 29 y 32 obtienen cargas adecuadas en más de un factor, por lo que se dejan fuera. En la tabla 3, se muestran los reactivos que cumplen los criterios de correlación ítem-calificación total mayor de 0.15, frecuencias menores a 70% en las opciones de respuesta; comunalidades por arriba de 0.20, y cargas factoriales por arriba de 0.40 sólo en un factor.

Tabla 3. Matriz de componentes rotados de la versión corta de Monolini

<i>Núm. de reactivo</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>
7	0.71				
11	0.76				
14	0.66				
24	0.72				
25	0.58				
28	0.63				
1		0.81			
2		0.42			
3		0.57			
17		0.81			
19		0.80			
23		0.61			

6	0.62
8	0.83
9	0.79
21	0.73
12	0.40
16	0.42
31	0.41
13	0.64
15	0.71
20	0.48
30	0.81

Sumando los reactivos eliminados mediante análisis factorial y los reactivos eliminados por análisis de frecuencias, en total, los reactivos 4, 5, 10, 18, 22, 26, 27, 29 y 32 se eliminaron. El instrumento resultante contiene 23 reactivos y permanecen cinco dimensiones: *trabajo y compromiso*, con seis reactivos; *maestría*, con seis reactivos; *competencia*, con cuatro reactivos; *esperanza de éxito*, con tres reactivos, y *miedo al fracaso*, con cuatro reactivos (tabla 4). De los reactivos que permanecieron en el instrumento, el número 30 para el caso de α total y los números 2 y 20 para α por dimensión, podría aumentar el coeficiente de consistencia interna si se eliminara; sin embargo, se conservaron por no cumplir ninguno de los otros dos criterios de eliminación de reactivos antes reportados.

El α de Cronbach total con 23 reactivos es de 0.85 y por dimensión entre 0.61 y 0.86 (tabla 4). Aparecen en la tabla 4, los valores de α total y por dimensión si se elimina un reactivo a la vez.

Tabla 4. Factores con reactivos, cargas factoriales, comunalidades, porcentaje de varianza explicada por dimensión, y el α de Cronbach por dimensión y si se elimina cada ítem

<i>Factor 1. Trabajo y compromiso</i>						
6 reactivos	α de Cronbach dimensión: 0.83	% de varianza explicada: 14.82	Carga factorial	Com.	α dimensión si se elimina el ítem	α total si se elimina el ítem
7. Cuando estoy cansado, no termino mis tareas.			0.71	0.57	0.80	0.85
11. No termino mis tareas.			0.76	0.64	0.80	0.84
14. Terminó mis tareas.			0.66	0.65	0.81	0.84
24. Es necesario que me digan que tengo que hacer mi tarea para empezarla.			0.72	0.63	0.80	0.85
25. Tengo presentes mis deberes escolares.			0.58	0.48	0.81	0.84
28. Se me olvida hacer mis tareas.			0.63	0.53	0.80	0.84
<i>Factor 2. Maestría</i>						
6 reactivos	α de Cronbach dimensión: 0.86	% de varianza explicada: 14.52	Carga factorial	Com.	α dimensión si se elimina el ítem	α total si se elimina el ítem
1. Me gusta entregar mis tareas y trabajos perfectamente bien.			0.82	0.75	0.82	0.84
2. Disfruto cuando cumplo lo que me indican.			0.43	0.39	0.87	0.84
3. Me es importante poner lo mejor de mí en las cosas que hago.			0.57	0.62	0.85	0.84

17. Me gusta que mi tarea quede lo mejor posible.	0.81	0.74	0.81	0.84		
19. Me gusta que mis tareas y trabajos queden bien hechos.	0.80	0.75	0.81	0.84		
23. Es importante para mí realizar las cosas tan bien como se pueda.	0.61	0.48	0.85	0.84		
<i>Factor 3. Competencia</i>						
4 reactivos	α de Cronbach dimensión: 0.83	% de varianza explicada: 9.93	Carga factorial	Com.	α dimensión si se elimina el ítem	α total si se elimina el ítem
6. Me gusta ser el mejor en mi clase.	0.62	0.55	0.82	0.84		
8. Es importante para mí demostrar ser el mejor en todo.	0.83	0.76	0.72	0.84		
9. Trato de entregar los trabajos y las tareas mejor que los demás.	0.79	0.68	0.78	0.84		
21. Es importante para mí hacer las cosas mejor que los demás.	0.73	0.67	0.80	0.85		
<i>Factor 4. Esperanza de éxito</i>						
3 reactivos	α de Cronbach dimensión: 0.61	% de varianza explicada: 9.36	Carga factorial	Com.	α dimensión si se elimina el ítem	α total si se elimina el ítem
12. Me entusiasma hacer cosas nuevas.	0.40	0.40	0.53	0.85		
16. Trato de hacer las cosas cada vez mejor.	0.42	0.49	0.56	0.84		

31. Me da flojera empezar algo nuevo.	0.41	0.38	0.42	0.85		
<i>Factor 5. Miedo al fracaso</i>						
4 reactivos	α de Cronbach dimensión: 0.73	% de varianza explicada: 9.11	Carga factorial	Com.	α dimensión si se elimina el ítem	α total si se elimina el ítem
13. Me siento mal cuando no alcanzo lo que me propongo.	0.64	0.43	0.72	0.85		
15. Me siento mal cuando no puedo ganar.	0.71	0.70	0.60	0.85		
20. Me siento bien cuando gano.	0.48	0.40	0.76	0.85		
30. Me siento mal cuando pierdo.	0.81	0.70	0.55	0.86		

Con la versión de Monolini 23 (tabla 5) se obtiene una validez concurrente con una adaptación de la EAML-G (Durán-Aponte y Pujol, 2013) de $r = 0.59$ (sig. 0.001).

Tabla 5. Nueva versión del instrumento Monolini con 23 reactivos

Núm.	Reactivos	Nunca	Algunas veces	Casi siempre	Siempre
1.	Me gusta entregar mis tareas y trabajos perfectamente bien.	1	2	3	4
2.	Disfruto cuando cumpla lo que me indican.	1	2	3	4
3.	Me es importante poner lo mejor de mí en las cosas que hago.	1	2	3	4
4.	Me gusta ser el mejor en mi clase.	1	2	3	4
5.	Cuando estoy cansado, no termino mis tareas.	1	2	3	4

6.	Es importante para mí demostrar ser el mejor en todo.	1	2	3	4
7.	Trato de entregar los trabajos y las tareas mejor que los demás.	1	2	3	4
8.	No termino mis tareas.	1	2	3	4
9.	Me entusiasma hacer cosas nuevas.	1	2	3	4
10.	Me siento mal cuando no alcanzo lo que me propongo.	1	2	3	4
11.	Termino mis tareas,	1	2	3	4
12.	Me siento mal cuando no puedo ganar.	1	2	3	4
13.	Trato de hacer las cosas cada vez mejor.	1	2	3	4
14.	Me gusta que mi tarea quede lo mejor posible.	1	2	3	4
15.	Me gusta que mis tareas y trabajos queden bien hechos.	1	2	3	4
16.	Me siento bien cuando gano.	1	2	3	4
17.	Es importante para mí hacer las cosas mejor que los demás.	1	2	3	4
18.	Es importante para mí realizar las cosas tan bien como se pueda.	1	2	3	4
19.	Es necesario que me digan que tengo que hacer mi tarea para empezarla.	1	2	3	4
20.	Tengo presentes mis deberes escolares.	1	2	3	4
21.	Se me olvida hacer mis tareas.	1	2	3	4
22.	Me siento mal cuando pierdo.	1	2	3	4
23.	Me da flojera empezar algo nuevo.	1	2	3	4

La nueva versión del Monolini (tabla 5), con 23 reactivos, cuenta con cinco negativos (5, 8, 19, 21 y 23) y cinco dimensiones: trabajo y com-

promiso, 6 reactivos (5, 8, 11, 19, 20 y 21); maestría, 6 reactivos (1, 2, 3, 14, 15 y 18); competencia, 4 reactivos (4, 6, 7 y 17); esperanza de éxito, 4 reactivos (9, 13 y 23), y miedo al fracaso, 3 reactivos (10, 12, 16 y 22).

Las opciones de respuesta que van de nunca a siempre se puntúan de 1 a 4, respectivamente, excepto los reactivos negativos que se puntúan al revés. La máxima calificación posible es de 92 y la mínima de 23. Las calificaciones obtenidas por medio de la *X* y desviaciones estándar son:

Tabla 6. Calificación de la nueva versión del Monolini corto

<i>Puntaje</i>	<i>Calificación</i>
24-64	Baja
65-77	Media
78-92	Alta

Conclusiones

Aunque este instrumento se creó para su aplicación con niños mexicanos, en este estudio se demuestra que también puede aplicarse con éxito a jóvenes universitarios mexicanos, ya que, con pocos reactivos, logra dar cuenta de las dimensiones de la motivación de logro que se mencionan en la literatura.

El contar con instrumentos validados en universitarios mexicanos es una puerta de entrada hacia la investigación en este grupo. El poder indagar, en este caso, en la motivación de logro, permite seguir adentrándose en la conducta de los jóvenes en el ámbito escolar. Relacionarla con variables como el desempeño académico y los hábitos de estudio ayuda a entender un poco más los índices de deserción y reprobación actuales en las universidades mexicanas, y nos dirige hacia posibles intervenciones que contribuyan a elevar el nivel de los universitarios, aumentar la eficiencia terminal y formar mejores profesionistas.

Finalmente, el instrumento Monolini reducido y adaptado a una muestra de jóvenes universitarios muestra ser válido y confiable. Obtiene un índice de consistencia interna total alto con 23 reactivos y α aceptables por dimensión. Muestra una estructura de cinco factores que explican 57.7% de la varianza total. Se obtiene, además validez, concurrente con el cuestionario de motivación de logro académico con una correlación de $r = 0.59$ (sig. 0.001).

REFERENCIAS

- Aiken, L. R. (2003). *Test psicológicos y evaluación*. México: Pearson.
- Berridi, R. (2001). *Relaciones parentales, orientación al logro y desempeño escolar en niños de primaria* (tesis de maestría inédita). México: Universidad Nacional Autónoma de México.
- Butler, R. (2012). Striving to connect: Extending an achievement goal approach to teacher motivation to include relational goals for teaching. *Journal of Educational Psychology*, 104 (3), 726-42. doi:10.1037/a0028613
- Byrne, Zinta S.; Mueller-Hanson, R. A.; Cardador, J. M.; Thornton, G. C.; Schuller, H.; Frintrup, A., y Fox, S. (2004). Measuring achievement motivation: Tests of equivalency for English, German, and Israeli versions of the achievement motivation inventory. *Personality and Individual Differences*, 37 (1), 203-17. doi:10.1016/j.paid.2003.08.012
- Chung-Huang, L.; Likang, C.; Suh-Ruu, Y.; Kwei-Bin G.; Cheng-Tsung, O., y Chun-Chieh, K. (2011). Prediction of intrinsic motivation and sports performance using 2x2 Achievement Goal Framework. *Psychological Reports*, 108 (2), 625-37. doi:10.2466/05.11.14.PR0.108.2.625-637
- Durán-Aponte, E. y Pujol, L. (2013). Escala Atribucional de Motivación de Logro General (EAML-G): Adaptación y análisis de sus propiedades psicométricas. *Estudios Pedagógicos*, 39 (1), 83-97. doi:10.4067/S0718-07052013000100005
- Dysvik, A. y Kuvaas, B. (2013). Intrinsic and extrinsic motivation as predictors of work effort: The moderating role of achievement goals. *British Journal of Social Psychology*, 52 (3), 412-30. doi:10.1111/j.2044-8309.2011.02090.x

- Elliot, A. J.; Murayama, K., y Pekrun, R. (2011). A 3x2 Achievement Goal Model. *Journal of Educational Psychology*, 103 (3), 632-48. doi:10.1037/a0023952
- García-Naveira, A. y Remor, E. (2011). Motivación de logro, indicadores de competitividad y rendimiento en un equipo de jugadores de fútbol de competición varones entre 14 y 24 años. *Universitas Psychologica*, 10, 477-88.
- Garrido, I. (1991). Motivación de logro, diferencias relacionadas con el género rendimiento. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 44 (4), 405-11.
- Harackiewicz, J. M.; Barron, K. E.; Tauer, J. M., y Elliot, A. J. (2002). Predicting success in college: A longitudinal study of achievement goals and ability measures as predictors of interest and performance from freshman year through graduation. *Journal of Educational Psychology*, 94 (3), 562-75. doi:10.1037/0022-0663.94.3.562
- Hustinx, P.; Kuyper, H.; van der Werf, M., y Dijkstra, P. (2009). Achievement motivation revisited: New longitudinal data to demonstrate its predictive power. *Educational Psychology*, 29 (5), 561-82. doi:10.1080/01443410903132128
- Iyer, U. J. y Kamalanabhan, T. J. (2006). Achievement motivation and performance of scientists in research and development organizations. *Journal of Scientific & Industrial Research*, 65 (3), 187-94.
- Kerlinger, F. y Howard, L. (2002). *Método de investigación en ciencias sociales. Investigación del Comportamiento*. México: McGraw-Hill.
- Krebs, D.; Berger, M., y Ferligoj, A. (2000). Approaching achievement motivation-comparing factor analysis and cluster analysis. *New Approaches in Applied Statistics*, 16, 147-71.
- López Suárez, A. D. (2011). *Factores que predicen el alcance de metas en ambientes académicos* (tesis de doctorado inédita). México: Universidad Nacional Autónoma de México.
- Manassero, M. A. y Vázquez A. A. (1998). Validación de una escala de motivación de logro. *Psicothema*, 10 (2), 333-51.
- Tempelaar, D. T.; Gijsselaers, W. H.; Schim van der Loeff, S., y Nijhuis, J. (2007). A structural equation model analyzing the relationship of student achievement motivations and personality factors in a range of academic subject-matter areas. *Contemporary Educational Psychology*, 32 (1), 105-31, doi:10.1016/j.cedpsych.2006.10.004

- Tongsilp, A. (2013). A path analysis of relationships between factors with achievement motivation of students of private universities in Bangkok, Thailand. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 88, 229-38. doi:10.1016/j.sbspro.2013.08.501
- Tripathi, R. y Cervone, D. (2008). Cultural variations in achievement motivation despite equivalent motivational strength: Motivational concerns among Indian and American corporate professionals. *Journal of Research in Personality*, 42 (2), 456-64. doi:10.1016/j.jrp.2007.06.001
- Válek, M. (2007). Autoestima y motivaciones sociales en estudiantes de educación superior (tesis de maestría inédita). Venezuela: Universidad Rafael Urdaneta.
- Weiner, B. (1985). An attributional theory of achievement motivation and emotion. *Psychological Review*, 92 (4), 548-73. doi:10.1037/0033-295X.92.4.548
- Yuan, L.; Jijun, L., y Chengting, J. (2015). Achievement motivation and attributional style as mediators between perfectionism and subjective well-being in Chinese university students. *Personality and Individual Differences*, 79, 146-51. doi:10.1016/j.paid.2015.01.050
- Zamora, S.; Monroy, L., y Chávez, C. (2009). *Análisis factorial: una técnica para evaluar la dimensionalidad de las pruebas*. México: Ceneval.