

ADAPTACIÓN ARGENTINA DE DOS MEDIDAS DE AUTOEFICACIA EN EL ÁMBITO ACADÉMICO UNIVERSITARIO

Valeria Estefanía Moran
Mauricio Federico Zalazar-Jaime
Marcos Cupani

IIPsi. Instituto de Investigaciones Psicológicas (Argentina)

RESUMEN: Los estudios sobre la autoeficacia académica han demostrado su rol en el éxito el desarrollo de la carrera de formación profesional. A pesar de ello, en Argentina no se reportan instrumentos de medida de diferentes creencias de autoeficacia para el contexto universitario. El objetivo de este trabajo fue adaptar la Escala de Autoeficacia para el logro de objetivos académicos y la Escala de Autoeficacia para el afrontamiento académico en estudiantes universitarios argentinos. La muestra estuvo compuesta de 498 estudiantes de diferentes carreras dictadas en la Universidad Nacional de Córdoba (Argentina). Se comprobó la adecuación cultural del contenido de los ítems de ambos instrumentos y se logró replicar la estructura original de cada medida mediante análisis factorial confirmatorio. Los resultados indicaron también valores satisfactorios de consistencia interna. Se discuten las limitaciones y se sugieren nuevas líneas de estudio.

PALABRAS CLAVE: Autoeficacia, objetivos académicos, afrontamiento académico, universitarios argentinos.

ARGENTINIAN ADAPTATION OF TWO MEASURES OF SELF-EFFICACY AT THE UNIVERSITY ACADEMIC CONTEXT

ABSTRACT: Studies on academic self-efficacy have demonstrated their role in success during the career development. In spite of this, in Argentina no instruments for measure different beliefs of self-efficacy are reported for the university context. The aim of this work was to adapt the Self-efficacy scale for academic milestones and Self-efficacy scale for academic coping in Argentinian university students. The sample was 498 students from different careers of the National University of Cordoba (Argentina). The cultural adequacy of the content of the items of both instruments was verified and

the original structure of each measure was reproduced by confirmatory factor analysis. The results also indicated satisfactory values of internal consistency. Limitations are discussed and new lines of study are suggested.

KEYWORDS: Self-efficacy, academic milestones, academic coping, Argentinian university students.

Recibido: 07/05/2018

Aceptado: 04/12/2018

Correspondencia: Valeria Estefanía Moran, Instituto de Investigaciones Psicológicas (IIP-si- CONICET-UNC), C/ Enfermera Gordillo Esq. Enrique Barros, s/n, 2°. Universidad Nacional de Córdoba (Argentina). Email: moranvaleria@gmail.com.

INTRODUCCIÓN

La autoeficacia se refiere al juicio de un individuo sobre sus capacidades para organizar y ejecutar los cursos de acción necesarios para lograr los resultados deseados (Bandura, 1997). Es uno de los principales componentes de la agencia personal que la Teoría Social Cognitiva postula como parte de los factores internos que, junto a los sistemas sociales externos, motivan y regulan el comportamiento (Bandura, 2012; Schunk y Pajares, 2002). Dentro del contexto académico, la autoeficacia académica se refiere a las creencias sobre la propia capacidad para desempeñarse en diferentes tareas que permiten alcanzar con éxito las metas educativas de acuerdo a niveles autodesignados (Elias y MacDonald, 2007; Schunk, 1991). Una amplia evidencia acumulada durante las últimas dos décadas demuestra la relación positiva entre dicho constructo y diferentes aspectos de la motivación y el rendimiento estudiantil (Cupani y Pautassi, 2013; Cupani y Zalazar-Jaime, 2014; Honicke y Broadbent, 2016; MacPhee, Farro y Canetto, 2013; Parker, Marsh, Ciarrochi, Marshall y Abduljabbar, 2014; Zalazar-Jaime, Cupani y De Mier, 2015).

Alcanzar el éxito educativo implica la consecución de objetivos que se plantean de manera sucesiva durante el transcurso de la carrera. Según Lent, Brown y Larkin (1986), la autoeficacia para el logro de objetivos académicos (AOA) es la confianza en la propia habilidad para alcanzar logros específicos que son críticos para el éxito académico. Chemers, Hu y García (2001) hallaron que estudiantes que ingresan a la universidad con confianza en su capacidad para desenvolverse en el ámbito académico tienen un desempeño significativamente mejor que los estudiantes menos seguros. Esto se debe en parte, porque las creencias de autoeficacia influyen en los cursos particulares de acción seleccionados por la persona, la cantidad de esfuerzo que invierte, la perseverancia frente a desafíos y fracasos, la resistencia y la capacidad de hacer frente a las demandas asociadas con el curso elegido (Pintrich y De Groot, 1990). En este sentido, Blascovich y Mendes (2001) hallaron que personas que toman los desafíos académicos como fuentes de motivación y superación sufren menos de estrés, tienen menos repor-

tes de enfermedad y mejores índices de ajuste personal y satisfacción con la vida universitaria.

La percepción de los obstáculos como oportunidades y no como amenazas, es un mediador entre la autoeficacia académica y el desempeño académico exitoso, lo que revela el poderoso impacto de las evaluaciones que la persona realiza con respecto a los desafíos. Así, la contribución de la autoeficacia al logro educativo se basa tanto en el mayor uso de actividades y estrategias cognitivas específicas, como en el impacto positivo de las creencias de eficacia en la propia capacidad de afrontamiento (Zalazar-Jaime y Cupani, 2018).

La autoeficacia para el afrontamiento académico (AAA) es la creencia acerca de la propia capacidad para lidiar y resolver los obstáculos que se presenten en la consecución de los objetivos académicos propuestos (Lent et al., 2001). Los estudiantes que poseen alta expectativas sobre sí mismos confían en sus capacidades y ven tanto al mundo como menos amenazante, como a sí mismos con mayor capacidad de responder a él, lo que se asocia a menor estrés y mayor ajuste académico (Chemers et al., 2001).

Tanto la AOA como la AAA son factores que tienen un rol crítico en el desarrollo y progreso de una carrera. Diversas investigaciones han evidenciado la contribución de estas variables en el ajuste académico (Lent et al., 2013), la satisfacción académica (Lent, Singley, Sheu, Schmidt y Schmidt, 2007) y la toma de decisiones en este ámbito (Lent, Brown, et al., 2005; Lent, Lopez, Lopez y Sheu, 2008; Lent, Lopez, Sheu y Lopez, 2011), valiéndose de herramientas que han permitido obtener medidas consistentes de estos constructos.

La Escala de Autoeficacia para el logro de Objetivos Académicos (Lent et al., 1986) está compuesta por cinco ítems donde la persona debe estimar su confianza utilizando una escala de 10 puntos –0 nada de confianza a 9 mucha confianza– en el logro de determinadas metas vinculadas a la carrera universitaria (por ejemplo, “Sobresalir en tu carrera de ingeniería durante el próximo semestre”). Los puntajes se calculan dividiendo la suma de las puntuaciones de cada ítem por la cantidad de ítems total (promedio de puntuaciones). Mientras el resultado más se acerque a la puntuación máxima (9), más fuerte es su autoeficacia. Si bien esta escala ha sido utilizada en diversos estudios, no cuenta con estudios de validez que sustenten la estructura unidimensional que los autores proponen. Por el contrario, su consistencia interna ha sido evidenciada obteniendo coeficientes α superiores a .88 (Lent et al., 1986, Lent et al., 2013) y ha presentado relaciones significativas con rendimiento académico, intereses y persistencia (Lent et al., 2003; Lent et al., 1986).

Por otro lado, la Escala de Autoeficacia para el Afrontamiento Académico (Lent et al., 2001) está compuesta por siete ítems donde la persona debe estimar su confianza en el afrontamiento de determinadas barreras situacionales y ambientales que pueden surgir durante la carrera (por ejemplo, “Hacer frente a la falta de apoyo de los profesores o tu asesor”). Tanto la escala de respuesta como el cálculo de los puntajes son similares a los empleados en la escala de AOA. Los autores indican que este instrumento tiene una estructura unidimensional, aunque la misma no ha sido probada

empíricamente. Con respecto a su consistencia interna, se han obtenido coeficientes α superiores a .87 en diversos estudios (Lent et al., 2001; Lent et al., 2003;) y presentó relaciones significativas con elección de carrera, apoyo y obstáculos contextuales (Lent, Brown, et al., 2005; Lent et al., 2003, Lent et al., 2011).

A pesar de que ambos instrumentos han sido utilizados en numerosas investigaciones, los mismos tienen una antigüedad de aproximadamente dos décadas y no cuentan con estudios psicométricos que otorguen evidencia de su estructura interna y de que los mismos sean válidos y confiables para ser utilizados en otros contextos culturales. En relación a ello, en el campo de la investigación psicológica, y de la psicología educacional y organizacional, cada vez es mayor la necesidad mostrada por las instituciones educativas de disponer de pruebas que puedan utilizarse en distintos países o en distintos idiomas (Muñiz, Elosua y Hambleton, 2013). Teniendo en cuenta la necesidad de profundizar en el estudio de la autoeficacia en el ámbito educativo, el objetivo del presente trabajo fue adaptar la Escala de Autoeficacia para el logro de objetivos académicos y la Escala de Autoeficacia para el afrontamiento académico.

MÉTODO

Participantes

Participaron 498 estudiantes de la Universidad Nacional de Córdoba (UNC, Argentina), de los cuales 355 (71 %) eran de sexo femenino y 143 (29 %) de sexo masculino, con edades comprendidas entre los 17 y 49 años ($M = 22.11$; $DE = 5.35$). Del total de la muestra, el 14.5 % de los participantes fueron estudiantes de carreras de humanidades, el 4 % ciencias de la comunicación, el 2 % de derecho, el 2.5 % de ciencias sociales, 1.5 % de ciencias económicas, el 8.5 % de ciencias exactas, 34.5 % de ciencias médicas, 6.5 % de arquitectura y diseño, 13.5 % de lenguas, y el 12.5 % de psicología.

Instrumentos

Escala de Autoeficacia para el logro de objetivos académicos– AOA (Lent et al., 1986): Compuesta por cinco ítems donde la persona debe estimar su confianza utilizando una escala de 10 puntos –0 nada de confianza a 9 mucha confianza–. Su estructura es unidimensional y la consistencia interna en los estudios de construcción es de $\alpha = .89$.

Escala de Autoeficacia para el afrontamiento académico– AAA (Lent et al., 2001): Compuesta por siete ítems donde la persona debe estimar su confianza utilizando una escala de 10 puntos –0 nada de confianza a 9 mucha confianza– Tiene una estructura unidimensional y con respecto a su consistencia interna los autores reportan un $\alpha = .94$.

Para la adaptación de ambas escalas, se tuvo en cuenta que la adaptación de una escala no es la simple traducción lingüística de los ítems, sino que es primordial que tanto el contenido sintáctico como semántico sean apropiados a la cultura a evaluar (AERA, APA y NCME, 2014). Por ello, primero se realizó la traducción utilizando

el método de traducción directa. Para garantizar la efectividad de este proceso, se siguieron las recomendaciones de la preceptiva psicométrica (Sánchez y Echeverry, 2004), utilizando cuatro jueces bilingües con conocimiento sobre la construcción de instrumentos de evaluación dirigidos a la población a estudiar.

En segundo lugar, se llevó a cabo un análisis del contenido de los ítems, considerando la adecuación contextual y cultural de los mismos. Para ello se utilizó una entrevista cognitiva (Urrutia Egaña, Barrios Araya, Núñez, y Camus, 2014) con seis estudiantes de distintas carreras de la UNC, con el objetivo de indagar sobre la claridad y relevancia de los enunciados y la adecuación del contenido al contexto cultural de los evaluados. Teniendo en cuenta la información recolectada se decidió modificar la expresión “próximos dos semestres” por “este semestre”, y se adicionaron dos ítems a la escala de AOA y un ítem a la escala de AAA que representaran las condiciones académicas de “alumnos regular” o “alumno promocionado”, consideradas como logros importantes por los alumnos en la definición de éxito académico.

Escala de Metas de Progreso Académico– MPA (Lent, Singley et al., 2005): Evalúa el progreso en metas académicas que han realizado los estudiantes al momento. Para ello deben indicar cuánto han progresado utilizando una escala de cinco puntos –1 ningún progreso, 5 excelente progreso– en distintas actividades (por ejemplo, “Estudiar con eficacia para todos mis exámenes”). La escala original es unidimensional y está compuesta por siete ítems, y los estudios de fiabilidad evidenciaron una adecuada consistencia interna con coeficientes α superiores a .84 (Lent, Singley et al., 2005; Lent et al., 2007) y relaciones con autoeficacia, expectativas de resultado, apoyo ambiental y satisfacción académica. Para el presente estudio se utilizará la versión argentina (Zalazar-Jaime y Cupani, 2018), la cual está compuesta por nueve ítems, producto de la subdivisión en dos ítems de la escala original respondiendo a los resultados de entrevistas cognitivas. Esta versión cuenta con estudios de estructura interna que evidencian la unidimensionalidad y una adecuada consistencia interna ($\rho = .89$).

Procedimiento

Se recolectaron los datos de manera colectiva y en horario regular de clases, tomando las escalas en orden fijo. Previo a la administración se explicó el objetivo del estudio en lenguaje claro y comprensible. Se solicitó a los participantes de la encuesta su consentimiento y se les informó sobre los fines de la investigación y la confidencialidad de los datos obtenidos. Los procedimientos del estudio, incluyendo los aspectos éticos, fueron aprobados por la Comisión Evaluadora de Proyectos de la Secretaría de Ciencia y Técnica de la UNC. Se declara conocer y que se realizaron las salvaguardas previstas en la Declaración de Helsinski, así como la ley 25.326 de Protección de los Datos Personales.

Análisis de datos

Se dividió de manera aleatoria la muestra en dos grupos para la realización del análisis factorial exploratorio ($n=252$) y confirmatorio ($n=246$) para la AOA y la AAA. Para los análisis de estructura interna se utilizaron estadísticos robustos apropiados

para escalas de tipo ordinal, y que prescinden de supuestos de distribución de los datos (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, y Tomás-Marco, 2014). Si bien Pérez-Gil, Chacón y Moreno (2000), indican que es redundante incluir análisis exploratorios y confirmatorios para obtener evidencias de validez de constructo, principalmente cuando se trata de una adaptación, en este trabajo se llevaron a cabo análisis exploratorios para aportar evidencias de la unidimensionalidad que no aportaban los estudios originales. Además, la obtención de evidencia de estructura interna en dos muestras subsecuentes hace las veces de un estudio de validación cruzada (AERA, APA y NCME, 2014).

Para el análisis factorial exploratorio se utilizó el software FACTOR 10.0 mediante el método de extracción de mínimos cuadrados no ponderados (ULS), y se tomó como indicador sugerente de números de factores a extraer el análisis paralelo de Horn (1965), el cual consiste en calcular autovalores en un conjunto de datos ficticios y aleatorios, pero con las características de la base de datos real, como la misma cantidad de variables y de casos. Este análisis está basado en la premisa de que los factores extraídos de la base de datos real, deben explicar más varianza que los factores extraídos de la matriz de datos aleatorios (Lloret–Segura et al., 2014; Widaman, 2012), lo que es una garantía adicional en relación al número de factores que pueden ser extraídos.

Para el análisis factorial confirmatorio se empleó el software MPlus 7 y método de estimación de mínimos cuadrados ponderados diagonales (DWLS). Los índices de ajuste considerados fueron el estadístico chi-cuadrado, el Índice de Ajuste Comparativo (CFI), el Índice de Tucker-Lewis (TLI), considerando para ambos, valores entre .90 y .95 como aceptables a excelentes, el Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA) para el que se esperan valores entre .05 y .08, y la ponderada Media Cuadrática Residual (WRMR) esperando valores menores a 1 (Yu y Muthen, 2002). En adición, se realizaron estudios de invariancia estructural para determinar la existencia de diferencias en la estructura según el género.

Para analizar la consistencia interna de la escala se calculó el índice de fiabilidad compuesta (ρ). Finalmente, se realizó una regresión múltiple para evaluar la predicción de la autoeficacia para el logro de objetivos y el afrontamiento académico sobre las metas de progreso académico.

RESULTADOS

Fase 1. Validación de la Escala de Autoeficacia para el logro de Objetivos Académicos

Análisis factorial exploratorio

El índice de adecuación muestral *KMO* presentó un valor de .75, y el test de esfericidad de Bartlett (1326; $gl = 21$) fue significativo a un nivel $p < .001$, lo cual indica una adecuada intercorrelación entre los datos y la factibilidad de realizar el análisis factorial. Utilizando la regla de Kaiser-Gutman se obtuvo una solución inicial de 2 factores iniciales con autovalores superiores a 1, los cuales explicaban en conjunto un 70 % de la varianza total de la prueba, aunque el análisis paralelo

de Horn (1965) sugirió una estructura unidimensional, coincidente con la estructura propuesta por los autores originales del test, por lo que se decidió la extracción de un factor. Como resultado se obtuvo una estructura unifactorial que explica un 52 % de la varianza conjunta, y las cargas factoriales oscilaron entre .47 y .75 (ver Tabla 1).

Análisis factorial confirmatorio

Los resultados del AFC indicaron que el modelo no logró un ajuste adecuado ($\chi^2 = 729.67$; $p < .001$; CFI .84, TLI .76; RMSEA .46, 90% Intervalo de Confianza (IC) .43–.48, WRMR 2.94). Los pesos de regresión estandarizados ($p \leq .001$) oscilaron entre .67 a .87. Considerando que el ajuste no fue óptimo según los criterios propuestos, se decidió inspeccionar los índices de modificación (IM). Estos indicaron una mejora en el ajuste al correlacionar los residuos entre los ítems 1 (Permanecer en condición de alumno regular en la carrera que elegí durante este semestre) y 2 (Permanecer en condición de alumno regular en la carrera que elegí durante el próximo semestre), entre los ítems 3 (Destacarme en el cursado de la carrera que elegí durante este semestre) y 4 (Destacarme en el cursado de la carrera que elegí durante el próximo semestre) y entre los ítems 6 (Finalizar este año académico promocionando todas la materias cursadas con notas igual o mayor a 7) y 7 (Finalizar este año académico promocionando todas la materias cursadas con notas igual o mayor a 9). Si bien pueden observarse similitudes en sus enunciados, el contenido de cada ítem es situacional por lo que se decidió mantenerlos e introducir al modelo las correlaciones entre los errores indicados.

A partir de esta modificación los índices de ajuste fueron adecuados (CFI .97, TLI .94, RMSEA .23, 90% IC .17–.23, WRMR 1.05). Los pesos de regresión estandarizados y la fiabilidad compuesta de la escala pueden observarse en la Tabla 1.

Tabla 1. Cargas factoriales y fiabilidad de AOA y de AAA

Item	Carga factorial AFE		Coef. regresión estandarizados AFC (β)	
	AOA	AAA	AOA	AAA
Item 1	.70	.54	.71**	.45**
Item 2	.75	.68	.77**	.70**
Item 3	.72	.72	.69**	.76**
Item 4	.69	.73	.62**	.74**
Item 5	.70	.64	.83**	.51**
Item 6	.62	.59	.57**	.53**
Ítem 7	.47	.75	.51**	.70**
Ítem 8	-	.66	-	.68**
Fiabilidad compuesta (ρ)			.85	.85

** $p \leq .001$

Para observar si la estructura factorial difiere según el sexo se calcularon los índices de ajuste para cada sexo y se realizó un análisis de invariancia para el modelo configural, el modelo métrico y el modelo escalar. Los tres modelos obtuvieron índices de ajuste satisfactorios (Tabla 2). Las diferencias de χ^2 entre el modelo de base (configural) y el modelo métrico fueron significativas. Dado que la prueba de chi cuadrado es sensible al tamaño de la muestra, basado en el criterio de Chen (2007) se indica que en el modelo métrico no hubo alteraciones significativas en el ajuste ya que no hubo descenso mayor a 0.10 del CFI ni incremento mayor a 0.15 en el RMSEA. Por otro lado, las diferencias con el modelo escalar fueron no significativas por lo que se determina que la escala es invariante para ambos sexos.

Tabla 2. Índices de ajuste en el análisis de invariancia factorial según sexo para AOA

	χ^2	<i>gl</i>	CFI	TLI	RMSEA	WRMR			
General	151.33	11	.97	.94	.23	1.05			
Hombres	39.22	11	.99	.99	.18	.60			
Mujeres	132.30	11	.96	.93	.25	.95			
							$\Delta\chi^2$	Δ CFI	Δ RMSEA
Configural	151.13	23	.97	.94	.23	1.43			
Métrico	175.94	28	.96	.94	.21	1.75	24.81**	-0.01	-0.02
Escalar	162.62	56	.97	.98	.12	1.97	11.49	0.00	-0.11
** $p \leq .001$									
Nota: <i>gl</i> = grados de libertad; $\Delta\chi^2$ = Diferencia en Chi Cuadrado; Δ CFI = Diferencia en CFI									

Fase 2. Validación de la Escala de Autoeficacia para el Afrontamiento Académico

Análisis factorial exploratorio

La medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (.86) y la prueba de esfericidad de Bartlett con valor de 793.7 ($gl = 28$, $p < .001$) indicaron que era factible realizar el análisis factorial exploratorio. La regla Kaiser-Guttman de valores propios y el análisis paralelo de Horn (1965) sugirieron la existencia de un factor que explicó un 51 % de la varianza de respuesta al instrumento. Como puede observarse en la Tabla 1, las cargas factoriales oscilaron entre .54 y .75.

Análisis factorial confirmatorio

Los resultados del AFC indicaron un $\chi^2 = 146.48$ ($p < .001$) y valores no satisfactorios en los índices de ajuste (CFI .92, TLI .89, WRMR .98; RMSEA .16, 90 % IC .14–.18). Los pesos de regresión estandarizados ($p \leq .001$) oscilaron entre .44 a .75. La inspección de los IM determinó la correlación entre los residuos de los ítems 6 (Equilibrar las horas de estudio y el deseo de tener tiempo libre para hacer otras actividades) y 8 (Encontrar la manera de estudiar para las materias que cursas a pesar de tener otras obligaciones que requieran de tu tiempo). Las modificaciones permitieron

obtener índices de ajuste satisfactorios (CFI .95, TLI .92, RMSEA .13, 90 % IC .11–.16, WRMR .82). Los pesos de regresión estandarizados y la fiabilidad compuesta de la escala pueden observarse en la Tabla 1.

El análisis de diferencias en la estructura interna según el sexo indicó índices de ajuste satisfactorios tanto para el modelo configural, métrico y escalar (Tabla 3), y si bien las diferencias de χ^2 entre el modelo configural y el modelo métrico fueron significativas, no hubo modificaciones significativas en los índices de ajuste (Chen, 2007) por lo que es posible asumir que la escala es invariante para ambos sexos.

Tabla 3. Índices de ajuste en el análisis de invariancia factorial según sexo para AAA

	χ^2	gl	CFI	TLI	RMSEA	WRMR			
General	102.80	19	.95	.92	.13	0.82			
Hombres	55.56	19	.90	.85	.16	0.70			
Mujeres	82.39	19	.96	.94	.14	0.72			
							$\Delta\chi^2$	ΔCFI	ΔRMSEA
Configural	130.56	39	.94	.91	.14	1.28			
Métrico	102.91	45	.96	.95	.10	1.22	27.65**	0.02	-0.04
Escalar	145.97	77	.95	.97	.08	1.97	15.41	0.01	-0.06

** $p \leq .001$
 Nota: gl = grados de libertad; $\Delta\chi^2$ = Diferencia en Chi Cuadrado; ΔCFI = Diferencia en CFI

Fase 3. Validez concurrente con Escala de Metas de progreso académico

Se realizó un análisis de regresión lineal múltiple para determinar el poder predictivo de cada una de las escalas sobre las puntuaciones en metas para el progreso académico. Como resultado se obtuvo que las variables independientes explicaron un 36% de la variable dependiente $F(2, 495) = 137.2$ $p < .001$. La autoeficacia para el logro de objetivos académicos ($\beta = .49$, $t = 12.18$, $p < .001$) y la autoeficacia para el afrontamiento académico ($\beta = .18$, $t = .4$, $p < .001$) se asociaron positivamente a las metas de progreso académico.

DISCUSIÓN

El transcurso por la experiencia universitaria es un periodo en el que los estudiantes se valen de un conjunto de procesos internos que son decisivos para alcanzar los objetivos tanto académicos como personales. El éxito en esta etapa no solo se asocia a contar con aptitudes específicas sino también a factores cognitivos y afectivos necesarios para resolver las diferentes demandas que surgen.

Numerosas investigaciones han demostrado el rol de la autoeficacia en diversos dominios académicos y su efecto en el rendimiento y la satisfacción académica (Galla et al., 2014; Honicke y Broadbent, 2016; Pérez, Cupani y Ayllón, 2005). No

obstante, este es un campo que precisa seguir ampliándose y extenderse a la realidad estudiantil latinoamericana. Por ello, el objetivo del presente trabajo fue adaptar las escalas de Autoeficacia para el logro de Objetivos Académicos y de Autoeficacia para el Afrontamiento Académico, las cuales permiten evaluar factores que han demostrado tener suma relevancia en el proceso de progresión y persistencia en la carrera (Lent et al., 2013)

Los estudios realizados han demostrado que ambas escalas presentaron adecuadas propiedades psicométricas. El análisis de las entrevistas cognitivas permitió recabar información acerca de la adecuación contextual de los ítems originales y a partir de ella realizar modificaciones que optimizaron la escala para los estudiantes argentinos. La incorporación de nuevos ítems otorgó especificidad al instrumento, permitiendo una mejor comprensión de los reactivos.

Tanto el análisis factorial exploratorio como el confirmatorio lograron replicar la estructura original unidimensional de ambas escalas considerando los ítems añadidos. No obstante, para los dos instrumentos fue necesario incorporar al modelo correlaciones entre los errores de algunos ítems para obtener una mejora en el ajuste. En relación a esto, se considera que cuando los residuos se encuentran altamente correlacionados puede deberse, entre otras cosas, a la superposición de contenidos en la redacción de los ítems, a la susceptibilidad que los mismos pueden tener a influencias tales como las características de la demanda planteada, la aquiescencia, la dificultad de lectura o la deseabilidad social (Brown y Moore, 2015). En base a esto, introducir estas correlaciones permite la obtención de un modelo más parsimonioso sin impactar en la representación del constructo.

En la escala de AOA se correlacionaron los residuos de tres pares de ítems en los cuales puede observarse que a pesar de que los enunciados son similares, cada uno mantiene especificidad situacional sobre el objetivo propuesto. Teniendo en cuenta que considerar estos aspectos fue sugerido en las entrevistas cognitivas, se decidió mantener los ítems e introducir al modelo las correlaciones entre los errores indicados. Para la escala de AAA, se correlacionaron los residuos en un par de ítems cuyo contenido no es el mismo, pero mantienen similitudes respecto a la demanda de compatibilizar las obligaciones académicas y las personales. A pesar de ello, cada ítem tiene contenido específico por lo que se decidió conservarlos e introducir también las modificaciones al modelo.

Con respecto a la fiabilidad de las escalas, los coeficientes de consistencia interna observados fueron similares a los reportados por los estudios originales, evidenciando muy buena fiabilidad de las puntuaciones. Por último, se obtuvo evidencia de validez concurrente, ya que se encontró que ambas escalas en conjunto permiten predecir satisfactoriamente las metas de progreso académico, lo cual es coincidente con los postulados teóricos al respecto (Schunk y Usher, 2012) y las evidencias empíricas que demuestran que las personas que tienen baja autoeficacia para alcanzar ciertos objetivos, los consideran difíciles y no se sienten motivados para cumplirlos (Lent, Singley et al. 2005). Cabe mencionar que la autoeficacia para los logros académicos obtuvo mayor poder predictivo que la autoeficacia para el afrontamiento de obstáculos, la cual ha sido demostrado que si bien presenta un aporte importante a la

explicación de la varianza en puntajes de autoeficacia para la ejecución de tareas, su mayor poder predictivo es sobre los intereses (Lent et al., 2001).

Si bien los resultados obtenidos sugieren que los puntajes de las escalas estudiadas son válidos y confiables para ser utilizadas en muestras de estudiantes universitarios argentinos, es importante tener en cuenta la importancia de realizar nuevos estudios. Entre ellos, análisis de validez test– criterio, de grupos contrastados, por ejemplo, según rendimiento académico. Además, sería pertinente realizar un análisis de las propiedades psicométricas del instrumento desde los postulados de la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI), teniendo en cuenta las ventajas que presenta con respecto a la Teoría Clásica de los Tests (Cupani y Cortez, 2016). No obstante, para ello sería imprescindible incrementar el número de ítems de las escalas, lo que no solo mejoraría la representatividad del constructo sino también algunas de sus propiedades, como la confiabilidad.

Respecto a las limitaciones del trabajo, se deben tomar en cuenta algunas consideraciones en relación a la muestra. En primer lugar, el rango etario fue amplio, y las personas de edades más avanzadas podrían contar con recursos propios de la madurez (por ejemplo, nivel de motivación) que los diferencien del resto de los participantes. No obstante, teniendo en cuenta las estadísticas reportadas en el Anuario de la Universidad Nacional de Córdoba (Mangeaud et al., 2016), los estudiantes de más de 30 años constituyen el 21% de la población universitaria, por lo que es un sector que no puede ser excluido de los estudios sobre universitarios. En segundo lugar, debe considerarse el hecho de que la mayoría de los participantes se encontraban cursando carreras vinculadas al área de ciencias sociales dejando una pequeña proporción para otras áreas como las ciencias exactas o naturales. Si bien esta desproporción no podría afectar los resultados, es importante considerar todas las áreas del conocimiento debido a que las características de las variables en estudio se encuentran íntimamente ligadas a las percepciones de los jóvenes respecto de su unidad académica (Zalazar-Jaime, Cupani y Azpilicueta, 2017).

Teniendo en cuenta los resultados obtenidos es posible considerar que la versión argentina propuesta para estas medidas resulta un aporte de gran utilidad para continuar investigando mediante técnicas estandarizadas sobre los factores asociados a las experiencias académicas de los estudiantes, la progresión en la carrera y la persistencia académica, en especial teniendo en cuenta la realidad actual con respecto a este tema.

Según estudios realizados por el Centro de Estudios de la Educación Argentina (CEA) la tasa de deserción registrada en 2013 en Universidad públicas fue superior al 70% y en las Universidades privadas esta tasa fue menor (alrededor del 39%). Por otro lado, según un trabajo del Programa de Estadísticas de la Secretaría de Asuntos Académicos de la Universidad Nacional de Córdoba (UNC) de los alumnos ingresantes en el periodo 2010-2014 solo el 67% se inscribe en el segundo año, lo cual arroja una tasa de deserción de 33% en los primeros años de carrera, siendo el periodo de adaptación y ajuste al estilo y las demandas de la vida universitaria. Estas cifras resultan alarmantes y revelan la necesidad de continuar investigando sobre el tema y de implementar programas de intervención que promuevan y fomenten aquellos factores vinculados a un transcurso académico exitoso y saludable.

En este sentido, Tinto (1993) afirmó que un factor determinante de la persistencia y el éxito en la universidad es el compromiso, y este compromiso es determinado en gran parte por el sentido de confianza o eficacia para resolver las distintas exigencias académicas que los alumnos tienen (Bean, 1990).

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- American Educational Research Association, American Psychological Association, y National Council on Measurement in Education AERA, APA, y NCME. (2014). *Standards for educational and psychological testing*. Washington, DC: American Educational Research Association.
- Bandura, A. (1997). *Self-Efficacy: The exercise of control [Autoeficacia: El ejercicio de control]*. Nueva York, NY: W. H. Freeman and Company.
- Bandura, A. (2012). Social cognitive theory. En P. M. Van Lange, A. W. Kruglanski, E. Higgins (Eds.), *Handbook of theories of social psychology* (Vol 1) (pp. 349-373). Thousand Oaks, CA: Sage Publications Ltd.
- Bean, J. P. (1990). Why students leave: Insights from research. En D. Hossler (Ed.), *The strategic management of college enrolment* (pp. 147-169). San Francisco: Jossey-Bass.
- Blascovich, J. y Mendes, W. B. (2001). Challenge and threat appraisals: The role of affective cues. En J. Forgas (Ed.), *Feeling and thinking: The role of affect in social cognition*. Nueva York: Cambridge University Press
- Brown, T. A. y Moore, M. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Nueva York: Guilford Publications.
- Chemers, M. M., Hu, L. T. y Garcia, B. F. (2001). Academic Self-efficacy and First-year College Student Performance and Adjustment. *Journal of Educational Psychology*, 93(1), 55-64. <https://doi.org/10.1037//0022-0663.93.1.55>.
- 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>.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Cupani, M. y Cortez, F. D. (2016). Análisis psicométricos del Subtest de Razonamiento Numérico utilizando el Modelo de Rasch. *Revista de psicología (Santiago)*, 25(2), 01-16.
- Cupani, M. y Pautassi, R. M. (2013). Predictive contribution of personality traits in a sociocognitive model of academic performance in mathematics. *Journal of Career Assessment*, 21(3), 395-413. <https://doi.org/10.1177/1069072712475177>.
- Cupani, M. y Zalazar-Jaime, M. F. (2014). Rasgos complejos y rendimiento académico: contribución de los rasgos de personalidad, creencias de autoeficacia e intereses. *Rev. colomb. psicol*, 23(1), 57-71. <https://doi.org/10.15446/rcp.v23n1.39774>.

- Elias, S. M. y MacDonald, S. (2007). Using past performance, proxy efficacy, and academic self-efficacy to predict college performance. *Journal of Applied Social Psychology, 37*, 2518-2531. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2007.00268.x>.
- Galla, B. M., Wood, J. J., Tsukayama, E., Har, K., Chiu, A. W. y Langer, D. A. (2014). A longitudinal multilevel model analysis of the within-person and between-person effect of effortful engagement and academic self-efficacy on academic performance. *Journal of School Psychology, 52*(3), 295-308. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2014.04.001>.
- Honicke, T. y Broadbent, J. (2016). The influence of academic self-efficacy on academic performance: A systematic review. *Educational Research Review, 17*, 63-84. <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2015.11.002>.
- Horn, J. (1965). A rationale and test for the number of factor in factor analysis. *Psychometrika, 30*, 179-185. <https://doi.org/10.1007/bf02289447>.
- Lent, R. (2004). Toward a Unifying Theoretical and Practical Perspective on Well-Being and Psychosocial Adjustment. *Journal of Counseling Psychology, 51*(4), 482-509. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.51.4.482>.
- Lent, R. W., Brown, S. D., Brenner, B., Chopra, S. B., Davis, T., Talleyrand, R. y Suthakaran, V. (2001). The Role of Contextual Supports and Barriers in the Choice of Math/science Educational Options. *Journal of Counseling Psychology, 48*(4), 474-483. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.48.4.474>.
- Lent, R. W., Brown, S. D. y Hackett, G. (1994). Toward a unifying social cognitive theory of career and academic interest, choice, and performance. *Journal of vocational behavior, 45*(1), 79-122. <https://doi.org/10.1006/jvbe.1994.1027>.
- Lent, R. W., Brown, S. D. y Larkin, K. C. (1986). Self-efficacy in the Prediction of Academic Performance and Perceived Career Options. *Journal of Counseling Psychology, 33*(3), 265-269. <https://doi.org/10.1037//0022-0167.33.3.265>.
- Lent, R. W., Brown, S. D., Sheu, H. B., Schmidt, J., Brenner, B. R., Gloster, C. S., ... y Lyons, H. (2005). Social Cognitive Predictors of Academic Interests and Goals in Engineering: Utility for Women and Students at Historically Black Universities. *Journal of Counseling Psychology, 52*(1), 84-92. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.52.1.84>.
- Lent, R. W., Brown, S. D., Schmidt, J., Brenner, B., Lyons, H. y Treistman, D. (2003). Relation of contextual supports and barriers to choice behavior in engineering majors: Test of alternative social cognitive models. *Journal of Counseling Psychology, 50*(4), 458-465. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.50.4.458>.
- Lent, R. W., Lopez, A. M., Lopez, F. G. y Sheu, H. B. (2008). Social cognitive career theory and the prediction of interests and choice goals in the computing disciplines. *Journal of Vocational Behavior, 73*(1), 52-62. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2008.01.002>.
- Lent, R. W., Lopez, F. G., Sheu, H. B. y Lopez, A. M. (2011). Social cognitive predictors of the interests and choices of computing majors: Applicability to underrepresented

- students. *Journal of Vocational Behavior*, 78(2), 184-192. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2010.10.006>.
- Lent, R. W., Miller, M. J., Smith, P. E., Watford, B. A., Lim, R. H., Hui, K., ... y Williams, K. (2013). Social cognitive predictors of adjustment to engineering majors across gender and race/ethnicity. *Journal of Vocational Behavior*, 83(1), 22-30. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2013.02.006>.
- Lent, R. W., Singley, D., Sheu, H. B., Gainor, K. A., Brenner, B. R., Treistman, D. y Ades, L. (2005). Social Cognitive Predictors of Domain and Life Satisfaction. *Journal of Counseling Psychology*, 52(3), 429-442. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.52.3.429>.
- Lent, R. W., Singley, D., Sheu, H. B., Schmidt, J. A. y Schmidt, L. C. (2007). Relation of social-cognitive factors to academic satisfaction in engineering students. *Journal of Career Assessment*, 15(1), 87-97. <https://doi.org/10.1177/1069072706294518>.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A. y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de psicología*, 30(3), 1151-1169.
- MacPhee, D., Farro, S. y Canetto, S. S. (2013). Academic self-efficacy and performance of underrepresented STEM majors: Gender, ethnic, and social class patterns. *Analyses of Social Issues and Public Policy*, 13(1), 347-369. <https://doi.org/10.1111/asap.12033>.
- Mangeaud, A., Maccagno A., Somazzi, C., Oehlenschäger, A. y Esbry, N. (2017). *Anuario Estadístico UNC 2016*. Córdoba: Universidad Nacional de Córdoba.
- Muñiz, J., Elosua, P. y Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157.
- Parker, P. D., Marsh, H. W., Ciarrochi, J., Marshall, S. y Abduljabbar, A. S. (2014). Juxtaposing math self-efficacy and self-concept as predictors of long-term achievement outcomes. *Educational Psychology*, 34(1), 29-48. <https://doi.org/10.1080/01443410.2013.797339>.
- Pérez, E., Cupani, M. y Ayllón, S. (2005). Predictores de rendimiento académico en la escuela media: habilidades, autoeficacia y rasgos de personalidad. *Avaliação Psicológica*, 4(1), 01-11.
- Pérez-Gil, J. A., Chacón, S. M. y Moreno, R. R. (2000). Validez de constructo: el uso de análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12(Suplemento), 442-446.
- Pintrich, P. R. y De Groot, E. V. (1990). Motivational and Self-Regulated Learning Components of Classroom Academic Performance. *Journal of Educational Psychology*, 82(1), 33-40. <https://doi.org/10.1037//0022-0663.82.1.33>.
- Sánchez, R. y Echeverry, J. (2004). Validación de escalas de medición en salud. *Revista de Salud pública*, 6, 302-318.

- Schunk, D. H. (1991). Self-efficacy and academic motivation. *Educational Psychologist*, 26, 207-231. https://doi.org/10.1207/s15326985ep2603y4_2.
- Schunk, D. H. y Pajares, F. (2002). The development of academic self-efficacy. En A. Wigfield, J. S. Eccles (Eds.), *Development of Achievement Motivation* (pp. 15-31). San Diego, CA, US: Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-012750053-9/50003-6>.
- Schunk, D. H. y Usher, E. L. (2012). *Social Cognitive Theory and Motivation*. Oxford Handbooks Online. <https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780195399820.013.0002>.
- Tinto, V. (1993). *Leaving college: Rethinking causes and cures of student attrition* (2nd ed.). Chicago: University of Chicago Press.
- Urrutia Egaña, M., Barrios Araya, S., Núñez, M. G. y Camus, M. M. (2014). Métodos óptimos para determinar validez de contenido. *Revista Cubana de Educación Médica Superior*, 28(3), 547-558.
- Widaman, K. F. (2012). Exploratory factor analysis and confirmatory factor analysis. En H. Cooper, P. M. Camic, D. L. Long, A. T. Panter, D. Rindskopf, K. J. Sher, J. Kenneth (Eds), *APA handbook of research methods in Psychology*, Vol 3: Data analysis and research publication (pp. 361-389). Washington: American Psychological Association.
- Yu, C. Y. y Muthén, B. (2002). *Evaluation of model fit indices for latent variable models with categorical and continuous outcomes* (Technical report). Los Angeles: UCLA, Graduate School of Education & Information Studies.
- Zalazar-Jaime, M. F. y Cupani, M. (2018). Adaptación de las escalas de expectativas de resultado, metas de progreso y satisfacción académica en estudiantes universitarios. *REDIE: Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 20(3), 105-114.
- Zalazar-Jaime, M. F. Cupani, M. y Azpilicueta, A. E. (2017). Adaptación de tres variables contextuales en estudiantes universitarios argentinos. *Avaliação Psicológica*, 16(4), 436-443.
- Zalazar-Jaime, M. F. Cupani, M. y De Mier, V. (2015). Evaluation of the performance model of Social Cognitive Theory of Career: contributions of differential learning experiences. *Bordón. Revista de Pedagogía*, 67(4), 153-168. <https://doi.org/10.13042/bordon.2015.67410>.