

Composición factorial de una escala de autoeficacia en conductas académicas en universitarios de ingeniería

Factor structure of an self-efficacy scale in academic behavior on university student's of engineering

DR. ALEJANDRO CHÁVEZ GUERRERO¹, DR. JESÚS ENRIQUE PEINADO PÉREZ²,
DRA. MARTHA ORNELAS CONTRERAS³ Y DR. HUMBERTO BLANCO VEGA⁴

RESUMEN

El presente estudio analiza las propiedades psicométricas de la Escala Autoeficacia en Conductas Académicas (EACA). La muestra total fue de 592 sujetos; 143 mujeres y 449 hombres, alumnos de primer ingreso a las licenciaturas de ingeniería que se ofrecen en la Universidad Autónoma de Chihuahua, con una edad media de 18.16 años ($DE = 0.72$). La estructura factorial del cuestionario se analizó a través de un análisis factorial confirmatorio (AFC). El análisis, ha mostrado que una estructura trifactorial es viable y adecuada de acuerdo a los requisitos psicométricos establecidos cuando los informantes son los propios alumnos. La estructura de tres factores (Atención, Comunicación y Excelencia), atendiendo a criterios estadísticos y sustantivos, ha mostrado adecuados indicadores de ajuste, de fiabilidad y de validez. Además, los resultados de los análisis factoriales llevados a cabo con las submuestras 1 y 2, indican la existencia de fuertes evidencias de la estabilidad de

1 Institución a la que pertenece: Universidad Autónoma de Chihuahua. Cargo dentro de la institución: Profesor Titular "C". Dirección postal: Frac. Campanario, calle Misión de San Francisco de Conchos 2010, C.P. 31238, Chihuahua, Chihuahua Teléfono: (614) 4231886. Correo electrónico: achavez@uach.mx

2 Institución a la que pertenece: Universidad Autónoma de Chihuahua. Cargo dentro de la institución: Profesor Titular "C".

3 Institución a la que pertenece: Universidad Autónoma de Chihuahua. Cargo dentro de la institución: Profesor Titular "A".

4 Institución a la que pertenece: Universidad Autónoma de Chihuahua. Cargo dentro de la institución: Profesor Titular "C".

la estructura factorial, hasta que no se demuestre lo contrario. Futuras investigaciones deberían replicar estos hallazgos en muestras más amplias.

Palabras clave: autoeficacia, estructura factorial, conductas académicas, análisis psicométrico

ABSTRACT

The present study analyses the psychometric properties of the Self-Efficacy Scale in Academic Behaviors (EACA). The total sample comprised 592 participants; 143 women and 449 men, all of them freshman at Universidad Autónoma de Chihuahua in the area of engineering, with a mean age of 18.16 years ($DS=0.72$). Psychometric analysis showed that a three-factorial structure was viable and adequate according to the established psychometric requirements when the informers are the students themselves. The factor structure of the questionnaire was analyzed with confirmatory factor analysis (CFA). The structure of the three factors (Attention, Communication and Excellence), attending to substantive and statistic criteria, showed adequate indicators of adjustment, reliability and validity. In addition, factor analysis conducted with subsamples 1 and 2 indicated the presence of strong evidence of factor structure stability, until proven otherwise. Future research should replicate these findings in larger samples.

Keywords: self-efficacy, factor structure, academic behaviors, psychometric analysis

INTRODUCCIÓN

Un ideal común a todas las personas es conseguir determinadas metas, la propia motivación impulsa al ser humano a emprender conductas específicas en función de los logros que éste pretende alcanzar. Mas no basta conocer con claridad aquello que deseamos lograr, ni tampoco el mejor medio para poder conseguirlo; es preciso juzgarse capaz de utilizar las capacidades y las

habilidades personales ante circunstancias muy diversas. La percepción de las personas acerca de su propia eficacia se alza como un requisito fundamental para desarrollar con éxito las acciones conducentes al logro de los objetivos personales. Dicha autopercepción, denominada autoeficacia, ejerce una profunda influencia en la elección de tareas y actividades, en el esfuerzo y en

la perseverancia de las personas cuando se enfrentan a determinados retos e incluso en las reacciones emocionales que experimentan ante situaciones difíciles (León-Rubio, Cantero y León-Pérez, 2011; Wolters, 2004; Prieto, 2003). En definitiva, las creencias de autoeficacia representan un mecanismo cognitivo que media entre el conocimiento y la acción y que determina, junto con otras variables, el éxito de las propias acciones (Sansinenea et al., 2008; Zimmerman y Kitsantas, 2005; Prieto, 2003).

Dentro de los contextos educativos ha existido un interés permanente por comprender los factores cognitivos y comportamentales que favorecen o dificultan el desempeño del estudiante en sus labores académicas y cómo el desempeño se relaciona con su desarrollo integral. En el área de la psicología educativa, específicamente, el constructo de autoeficacia ha recibido especial atención y se han generado importantes avances de investigación que han contribuido al mejoramiento de prácticas pedagógicas y de enseñanza (Prieto, 2003). La investigación empírica ha demostrado, de manera amplia, que la autoeficacia resulta ser más predictiva del rendimiento académico que otras variables cognitivas (Schmidt, Messoulam y Molina, 2008; Bandura, 1982), también que logra predecir el éxito posterior (Teixeira, 2008; Pajares y Schunk, 2001; Bandura, 1997) y que

es un importante mediador cognitivo de competencia y rendimiento (Vera, Salanova y Martín-del-Río, 2011; Valiente, 2000) en cuanto favorece los procesos cognoscitivos (Carbonero y Merino, 2004; Pintrich y De Groot, 1990).

Por todo ello, en este trabajo se analiza la consistencia interna y la estructura factorial de un instrumento de autoreporte que permite identificar conductas académicas, cuyo nivel de autoeficacia percibido por los alumnos de nuevo ingreso representen un área de oportunidad o mejora; en relación con el resto de los alumnos, aportando evidencias y datos que propicien la intervención educativa dentro de una perspectiva de atención a la diversidad en el aula. Para obtener un instrumento con las mejores propiedades psicométricas, se realizó el análisis en dos submuestras, desde la perspectiva del enfoque clásico de la teoría de los test (Muñiz, 1998; Nunnally y Bernstein, 1995) y el de los modelos de ecuaciones estructurales (Batista y Coenders, 2000); lo cual permitió realizar estudios paralelos para corroborar y verificar los resultados obtenidos.

METODOLOGÍA

Sujetos

La muestra de 592 sujetos, 143 (24.2%) mujeres y 449 (75.8%) hombres se obtuvo mediante un muestreo

por conveniencia, tratando de abarcar la representatividad de las diferentes licenciaturas de ingeniería que se ofrecen en la Universidad Autónoma de Chihuahua; luego, la muestra, fue aleatoriamente dividida en dos submuestras (50% y 50%) utilizando el *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS) en su versión 17.0; con el fin de realizar estudios paralelos que permitieran corroborar y verificar los resultados obtenidos (validación cruzada).

La primera mitad (submuestra 1) quedó constituida por 315 sujetos; 74 (23.5%) mujeres y 241 (76.5%) hombres. Las edades fluctúan entre los 17 y 20 años, con una media de 18.15 y una desviación estándar de 0.72 años. La segunda mitad (submuestra 2) quedó compuesta por 277 sujetos; 69 (24.9%) mujeres y 208 (75.1%) hombres. Las edades fluctúan entre los 17 y 20 años, con una media de 18.17 y una desviación estándar de 0.73 años.

Instrumento

Escala Autoeficacia en Conductas Académicas (EACA). Encuesta tipo Likert, asistida por computadora, de 13 ítems relacionados con conductas académicas; donde el encuestado responde, en una escala de 0 a 10, la frecuencia con que actualmente, en forma ideal y si se esfuerza en cambiar, realizaría o manifestaría una acción (Blanco et al., 2007). Se eligió este tipo de

encuesta por ser fácil de construir y de aplicar; además, de proporcionar una buena base para una primera ordenación de los individuos en la característica que se mide; en nuestro caso autoeficacia (Raviolo et al., 2010; Nunnally y Bernstein, 1995).

Aún cuando cada sujeto respondió a los 13 ítems del instrumento en tres escenarios distintos: Escenario actual, respondiendo en el contexto “actualmente con qué frecuencia realiza determinada conducta o se percibe con determinada característica”. Escenario ideal, respondiendo en el contexto “con qué frecuencia desearía realizar determinada conducta o percibirse con determinada característica”. Escenario de cambio, respondiendo en el contexto “si me esfuerzo en cambiar con qué frecuencia realizaría determinada conducta o me percibiría con determinada característica”. En el análisis psicométrico solo se utilizaron las respuestas al primer escenario.

Procedimiento

Se invitó a participar en el estudio a los alumnos de primer ingreso de las licenciaturas de ingeniería que se ofrecen en la Universidad Autónoma de Chihuahua; los que aceptaron participar firmaron la carta de aceptación correspondiente. Luego se aplicó el instrumento antes descrito por medio de una computadora personal utilizan-

do el módulo administrador del instrumento del editor de escalas versión 2.0 (Blanco et al., 2007), en una sesión de aproximadamente 20 minutos; en los laboratorios o centros de cómputos de las unidades académicas participantes. Al inicio de cada sesión se hizo una pequeña introducción sobre la importancia de la investigación y de cómo acceder al instrumento. Las instrucciones de cómo responder se encontraban en las primeras pantallas; antes del primer reactivo del instrumento. Al término de la sesión se les agradeció su participación.

Una vez aplicado el instrumento se procedió a recopilar los resultados por medio del módulo generador de resultados del editor de escalas versión 2.0 (Blanco et al., 2007).

Análisis de datos

El análisis psicométrico se realizó en dos etapas: 1) análisis factorial exploratorio y 2) análisis factorial confirmatorio y de invarianza factorial; con el fin de obtener una prueba que presente las mejores propiedades para la conformación de los puntajes de autoeficacia en conductas académicas en universitarios de ingeniería.

Para determinar el número mínimo de factores comunes capaces de reproducir, de un modo satisfactorio, las correlaciones observadas entre los ítems del instrumento, se realizaron sendos análisis factoriales exploratorios con las

submuestras 1 y 2, a partir del método de factores principales, tomando como base el criterio de Kaiser-Guttman (Costello y Osborne, 2005), además de que para garantizar una adecuada representación de las variables (ítems), solo se conservaron aquéllos cuya communalidad, o proporción de su varianza explicada por la solución factorial, fuera superior a .45; después de una rotación varimax (Costello y Osborne, 2005). Luego mediante el coeficiente α de Cronbach se estimó la consistencia interna para cada factor retenido como una medida de su fiabilidad (Elosua y Zumbo, 2008; Nunnally y Bernstein, 1995).

Para conducir el análisis factorial confirmatorio en la submuestra 2, se utilizó el software AMOS 16 (Arbuckle, 2007), las varianzas de los términos de error fueron especificados como parámetros libres, en cada variable latente (factor) se fijó uno de los coeficientes estructurales asociados a uno, para que su escala sea igual a la de una de las variables superficiales (ítems). El método de estimación empleado fue el de Máxima Verosimilitud; siguiendo la recomendación de Thompson (2004), en el sentido de que cuando se emplea análisis factorial confirmatorio se debe corroborar no sólo el ajuste de un modelo teórico sino que es recomendable comparar los índices de ajuste de varios modelos alternativos para seleccionar el mejor.

Para evaluar el ajuste del modelo se emplearon el estadístico Chi-cuadrado, el índice de bondad de ajuste (GFI), el residuo cuadrático medio (RMR), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) y el índice de validación cruzada esperada (ECVI) como medidas absolutas de ajuste. El índice de bondad ajustado (AGFI), el Índice Tucker-Lewis (TLI), el Índice del ajuste normal (NFI) y el índice de bondad de ajuste comparativo (CFI) como medidas de ajuste incremental. El índice de ajuste normado de parsimonia (PNFI), el índice de calidad de ajuste de parsimonia (PGFI), la razón de Chi-cuadrado sobre los grados de libertad (CMIN/GL) y el Criterio de Información de Akaike (AIC) como medidas de ajuste de parsimonia (Gelabert et al., 2011; Leighton, Gokiart y Cui, 2007).

Para comprobar la estructura factorial de la escala autoeficacia en conductas académicas obtenida a partir de la submuestra 2 (análisis factorial con-

firmatorio, primera solución factorial), se realizó un segundo análisis factorial confirmatorio en la submuestra 1.

RESULTADOS

Análisis factorial exploratorio

Para determinar el número mínimo de factores comunes capaces de reproducir, de un modo satisfactorio, las correlaciones observadas entre los 13 ítems del instrumento empleado, se realizó, en la submuestra 1, la extracción de éstos a partir del método de componentes principales. La significación del Test de Barlett (1470.673; $p<.0001$) y el KMO (.844) mostraron una adecuada correlación entre los ítems y una buena adecuación muestral respectivamente. Detectándose, después de una rotación varimax, una estructura de tres factores; el conjunto de los factores seleccionados explicaron el 60.55% de la varianza (Tablas 1 y 2).

Tabla 1. Autovalores y porcentaje de varianza explicada por los factores retenidos.
Análisis factorial exploratorio Submuestras 1 y 2. Soluciones rotadas.

Factor	SUBMUESTRA 1			SUBMUESTRA 2		
	Autovalor	% varianza	% acumulado	Autovalor	% varianza	% acumulado
1. Atención	2.66	20.44	20.44	2.54	19.55	19.55
2. Comunicación	2.64	20.31	40.75	2.49	19.25	38.80
3. Excelencia	2.57	19.79	60.54	2.50	19.17	57.97

**Tabla 2. Ítems agrupados por factor. Análisis factorial exploratorio.
Submuestras 1 y 2. Soluciones rotadas.**

ÍTEM	SUBMUESTRA 1			SUBMUESTRA 2		
	1	2	3	1	2	3
2 Escucho con atención cuando el profesor aclara una duda a un compañero	.77			.82		
13 Escucho con atención las preguntas y comentarios de mis profesores	.76			.55		
7 Pongo atención cuando los profesores dan la clase	.70			.69		
8 Pongo atención cuando un compañero expone en clase	.66			.61		
3 Escucho con atención las preguntas y aportaciones de mis compañeros	.56			.65		
4 Expreso mis ideas con claridad		.81			.81	
9 En caso de desacuerdo soy capaz de entablar un diálogo con mis profesores		.78			.75	
5 Hago comentarios y aportaciones pertinentes		.75			.76	
6 Me siento bien con mi propio desempeño cuando hablo enfrente de una clase o grupo de gente		.74			.67	
1 Cumpro con las tareas que se me asignan			.83			.70
11 Entrego puntualmente los trabajos que se me encargan			.81			.79
12 Soy cumplido en cuanto a mi asistencia			.70			.75
10 Me preparo para mis exámenes apoyándome en los apuntes de clase, el texto del curso y lecturas adicionales			.63			.68

Con el fin validar la solución factorial obtenida con la submuestra 1, se realizó nuevamente un análisis de factores principales con los datos de la submuestra 2; encontrándose de nuevo una estructura de tres factores. El conjunto de los tres factores explicaron el 57.97% de la varianza (Tablas 1 y 2).

La significación del Test de Barlett (1139.022; $p < .0001$) y el KMO (.852) muestran nuevamente, una adecuada correlación entre los ítems y una buena adecuación muestral respectivamente.

**Fiabilidad de las subescalas
(consistencia interna)**

Las subescalas (factores) resultantes en los análisis factoriales exploratorios, de ambas submuestras, poseen

alfas superiores a .7, evidenciando una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas, particularmente si se considera el número reducido de ítems (Tabla 3).

Tabla 3. Coeficientes de consistencia interna de los componentes obtenidos en los análisis factoriales exploratorios submuestras 1 y 2.

FACTOR	A SUBMUESTRA 1	A SUBMUESTRA 2
1. Atención	.796	.760
2. Comunicación	.801	.766
3. Excelencia	.769	.771

Análisis factorial confirmatorio

Mediante el análisis factorial confirmatorio sobre los datos de la submuestra 2, se contrasta la solución factorial resultante del análisis factorial exploratorio realizado con los datos de la submuestra 1; con el fin de obtener modelos congenéricos y, al mismo tiempo, probar la validez de constructo de las dimensiones y variables estudiadas.

De acuerdo a los resultados de la Tabla 4 el análisis factorial confirmatorio de 13 ítems agrupados en tres factores es óptimo (GFI .942 y RMSEA .056) y de acuerdo a las medidas de ajuste incremental y de parsimonia (Tablas 5 y 6) significativamente superior al modelo independiente y muy similar al modelo saturado.

Para comprobar la estructura factorial de la escala autoeficacia percibida en conductas académicas obtenida a partir de la submuestra 2 (análisis factorial confirmatorio, primera solución factorial), se realizó un segundo análisis factorial confirmatorio en la submuestra 1. La estructura factorial analizada plantea un modelo de tres factores, con adscripciones de los ítems basados en análisis factorial confirmatorio de la submuestra 2 (3 factores 13 ítems). De acuerdo a los resultados de la Tabla 4, el segundo análisis factorial confirmatorio (submuestra 1) indica que el modelo de medición de tres factores es aceptable (GFI .927 y RMSEA .075) y de acuerdo a las medidas de ajuste incremental y de parsimonia (ver Tablas 5 y 6) significativamente superior al modelo independiente y muy similar al modelo saturado.

Tabla 4 Medidas absolutas de ajuste para los modelos generados. Primer y segundo análisis factorial confirmatorio submuestras 1 y 2; * $p < .01$.

MODELO	ÍNDICE DE AJUSTE				
	χ^2	GFI	RMR	RMSEA	ECVI
Primera solución factorial (submuestra 2)					
Independiente (13 ítems)	1160.751 *	.455	0.842	.224	4.300
Saturado (13 ítems)	0	1	0		0.659
3 factores 13 ítems	115.459 *	.942	0.136	.056	0.628
Segunda solución factorial (submuestra 1)					
Independiente (13 ítems)	1495.277 *	.432	.871	.241	4.845
Saturado (13 ítems)	0	1	0		0.580
3 factores 13 ítems	170.583 *	.927	.157	.075	0.728

Tabla 5 Medidas de ajuste incremental para los modelos generados. Primer y segundo análisis factorial confirmatorio submuestras 1 y 2.

MODELO	ÍNDICE DE AJUSTE			
	AGFI	TLI	NFI	CFI
Primera solución factorial (submuestra 2)				
Independiente (13 ítems)	.364	0	0	0
Saturado (13 ítems)			1	1
3 factores 13 ítems	.914	.938	.901	.951
Segunda solución factorial (submuestra 1)				
Independiente (13 ítems)	.338	0	0	0
Saturado (13 ítems)			1	1
3 factores 13 ítems	.893	.904	.886	.923

Tabla 6 Medidas de ajuste de parsimonia para los modelos generados. Primer y segundo análisis factorial confirmatorio submuestras 1 y 2.

	ÍNDICE DE AJUSTE			
MODELO	PNFI	PGFI	CMIN/GL	AIC
Primera solución factorial (submuestra 2)				
Independiente (13 ítems)	0	.390	14.881	1186.751
Saturado (13 ítems)	0			182.000
3 factores 13 ítems	.716	.642	1.862	173.459
Segunda solución factorial (submuestra 1)				
Independiente (13 ítems)	0	.371	19.170	1521.277
Saturado (13 ítems)	0			182.000
3 factores 13 ítems	.704	.631	2.751	228.583

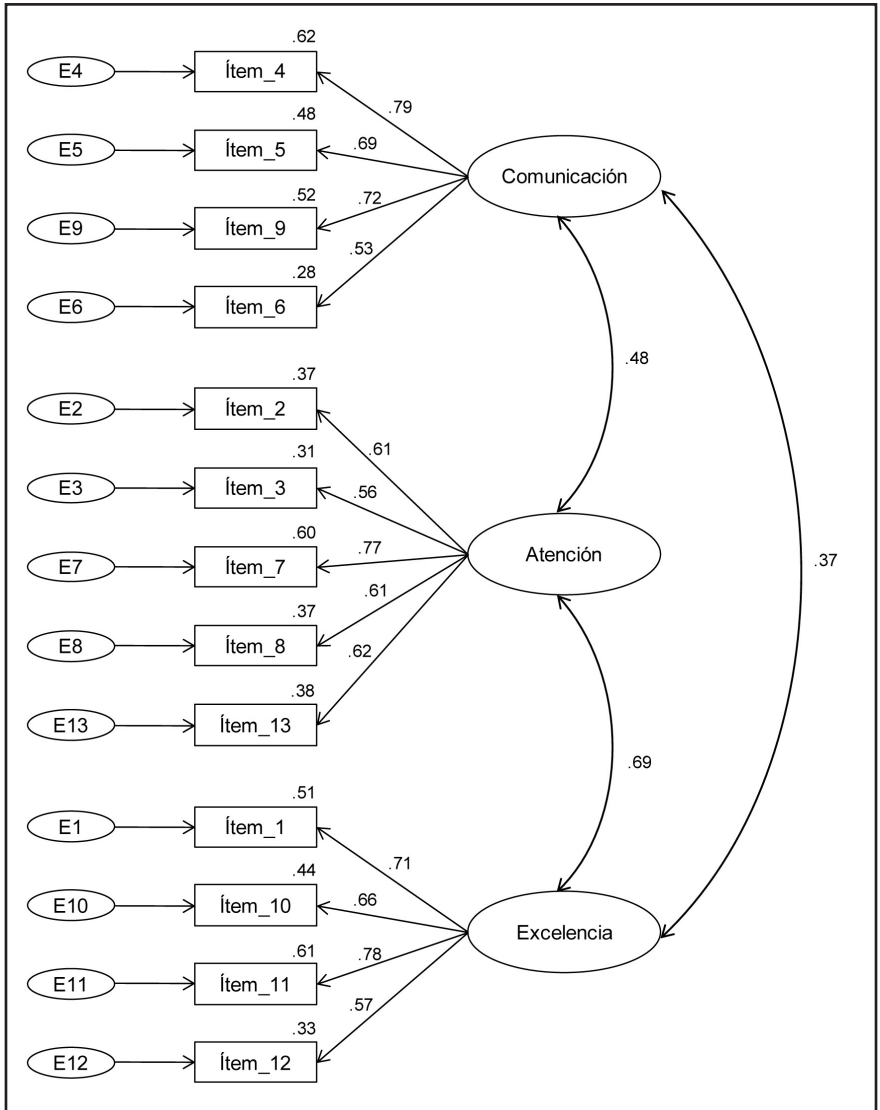
En la figura 1 se presenta el modelo de medición del primer análisis factorial confirmatorio para los 13 ítems agrupados en tres factores, incluyendo los coeficientes de regresión estandarizados entre ítems y factores y las saturaciones factoriales estandarizadas (comunalidades) de cada uno de los ítems.

El factor Comunicación presenta en general, saturaciones factoriales estandarizadas elevadas (mayores a .40), salvo en el caso del ítem 6, con una saturación moderada (.28). En el factor Atención, todos los ítems resultan bien explicados a partir del constructo hipotetizado, con una saturación mínima de .31 (ítem 3), y el resto, por encima o

igual a .37. Finalmente, el factor Excelencia, presenta una saturación factorial mínima de .33, correspondiente al ítem 12 mientras que el resto de ítems explicados por el factor presentan saturaciones por encima de .40.

Por su parte, todos los factores correlacionan entre sí de forma estadísticamente significativa ($p<.01$). Las correlaciones entre Comunicación y los factores Atención y Excelencia pueden considerarse moderadas, con valores de .48 y .37 respectivamente, mientras que la relación entre estos dos últimos factores es alta (.69); lo cual muestra que a medida que aumenta la autoeficacia percibida en alguno de los factores, también aumenta en los otros dos.

Fig. 1 Modelo de medición para la escala. Análisis factorial confirmatorio submuestra 2. Fuente: de los autores.



En la figura 2 se presenta el modelo de medición del segundo análisis factorial confirmatorio para los 13 ítems agrupados en tres factores, incluyendo los coeficientes de regresión estandarizados entre ítems y factores y las saturaciones factoriales estandarizadas (comunalidades) de cada uno de los ítems. En el factor Comunicación, todos los ítems resultan bien explicados a partir del constructo hipotetizado, con saturaciones entre .46 y .58. El factor Atención, presenta en general, saturaciones factoriales estandarizadas elevadas (mayores o iguales a .40), salvo en el caso del ítem 3, con una saturación con el factor moderada (.37). Finalmente, el factor Excelencia, presenta una saturación factorial moderada de .35, correspondiente al ítem 10 mientras que el resto de ítems explicados por el factor presentan saturaciones de .38 o más.

Por su parte, todos los factores correlacionan entre sí de forma estadísticamente significativa ($p < .01$). Las correlaciones entre Comunicación y los factores Atención y Excelencia pueden considerarse moderadas, con valores de .50 y .28 respectivamente, mientras que la relación entre estos dos últimos factores es alta (.62), lo cual muestra que a medida que aumenta la autoeficacia percibida en alguno de los factores, también aumenta en los otros dos.

Invarianza de la estructura factorial en las dos submuestras

Para analizar la invarianza factorial del cuestionario se siguieron las recomendaciones de Abalo, Lévy, Rial y Varela, (2006) estimando el mismo modelo en ambas submuestras; los índices de ajuste obtenidos (Tabla 7) permiten aceptar la equivalencia de los modelos de medida básicos entre las dos submuestras. Aunque el valor de Chi-cuadrado excede al exigido para aceptar la hipótesis de invarianza, el resto de índices contradicen esta conclusión (GFI .934; CFI .935; RMSEA .047; AIC 402.033) lo que nos permite aceptar el modelo base de la invarianza (modelo sin restricciones).

Añadiendo al modelo base restricciones sobre las cargas factoriales caracterizamos la invarianza métrica. Los valores que se recogen en la tabla 7 permiten aceptar este nivel de invarianza. El índice de ajuste general (GFI= .929) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA= .046) siguen aportando información convergente en esta dirección. Además, el criterio de información de Akaike (AIC= 400.133) y el índice comparativo de Bentler (CFI= .932) no sufren grandes incrementos respecto al modelo anterior. Haciendo uso del criterio para la evaluación de los modelos anidados propuesto por Cheung y Rensvold (2002), quiénes

Fig. 2 Modelo de medición para la escala. Análisis factorial confirmatorio submuestra 1. Fuente: de los autores.

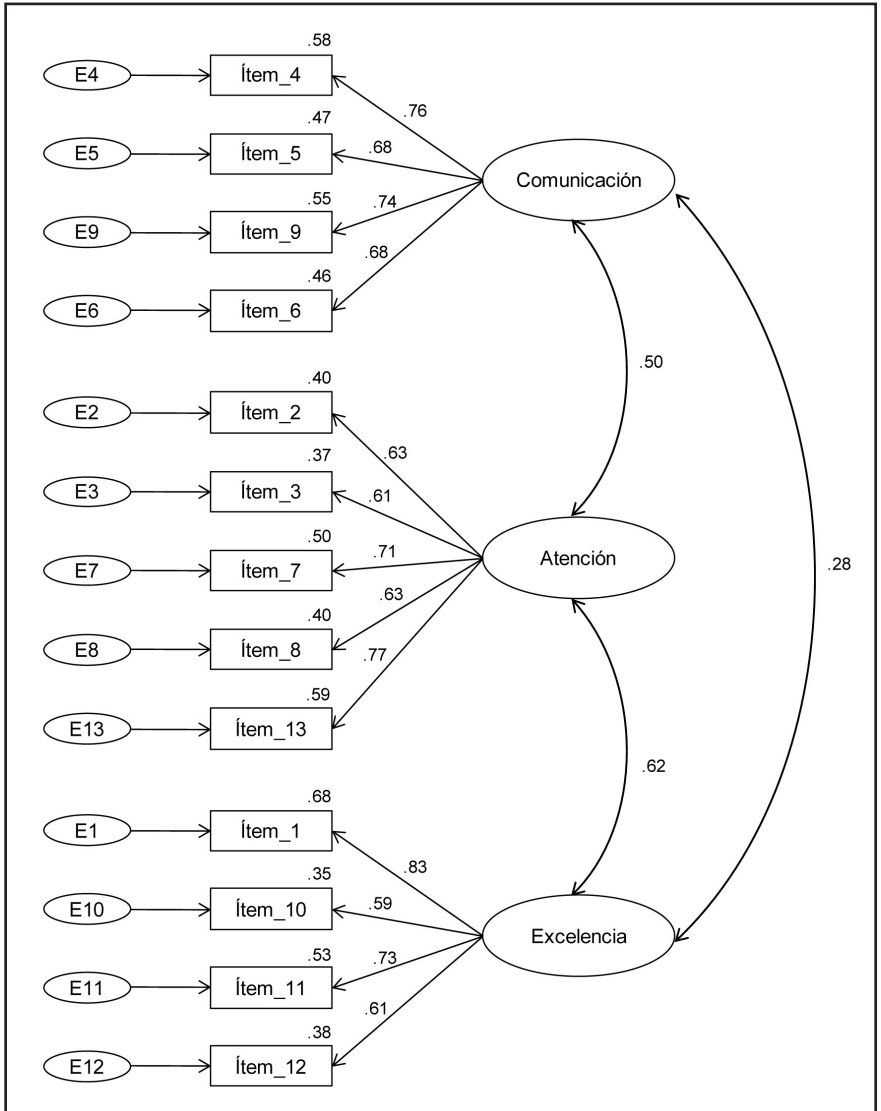


Tabla 7 Índices de bondad de ajuste de cada uno de los modelos puestos a prueba en la invarianza factorial; * $p < .01$.

MODELO	ÍNDICE DE AJUSTE						
	χ^2	gl	GFI	NFI	CFI	RMSEA	AIC
Modelo sin restricciones	286.033*	124	.934	.892	.935	.047	402.033
Invarianza métrica	304.133*	134	.929	.885	.932	.046	400.133
Invarianza factorial fuerte	308.686*	140	.928	.884	.933	.045	392.686

sugieren que si el cálculo de la diferencia de los CFI de ambos modelos anidados disminuye en .01 o menos, se da por bueno el modelo restringido y por tanto el cumplimiento de la invarianza factorial; la diferencia entre CFIs obtenida .003 permite aceptar el modelo de invarianza métrica. Podemos concluir hasta ahora que las cargas factoriales son equivalentes en las dos submuestras.

Una vez demostrada la invarianza métrica entre las submuestras, pasamos a evaluar la equivalencia entre interceptos (invarianza factorial fuerte). Los índices (Tabla 7) muestran un buen ajuste de este modelo, tanto evaluado de modo independiente como analizándolo respecto a su anidamiento con el modelo de invarianza métrica. La diferencia entre los índices comparativos de Bentler es de .001; el índice de ajuste general es .928 y el error cuadrático medio de aproximación es .045. Aceptada la inva-

rianza fuerte, los dos modelos evaluados son equivalentes respecto a los coeficientes factoriales y a los interceptos.

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

El Análisis factorial exploratorio del instrumento autoeficacia en conductas académicas llevado a cabo en cada una de las submuestras estudiadas puso de manifiesto una estructura factorial de tres componentes: Atención, Comunicación y Excelencia. Los componentes de ambas submuestras evidenciaron una consistencia interna adecuada, particularmente si se considera el número reducido de ítems en cada uno de ellos. Por otra parte, el Análisis Factorial Confirmatorio indicó que el ajuste de los datos al modelo teórico de 13 ítems agrupados en tres factores es óptimo. Al mismo tiempo que los tres factores así obtenidos presentan en general saturaciones factoriales estan-

darizadas adecuadas. Por su parte los tres factores correlacionan entre sí de forma positiva y estadísticamente significativa lo cual muestra que a medida que aumenta la autoeficacia percibida en alguno de los factores, también aumenta en los otros dos. Conjuntamente con todo lo antes dicho, los resultados del análisis de la invarianza factorial entre las submuestras; indican una alta congruencia entre pares de componentes. Lo que sugiere la existencia de fuertes evidencias de la validación cruzada de la medida y por tanto de la estabilidad de la estructura, hasta que no se demuestre lo contrario.

En síntesis, el análisis de las propiedades psicométricas, ha mostrado

que una estructura trifactorial es viable y adecuada de acuerdo a los requisitos psicométricos establecidos cuando los informantes son los propios alumnos. La estructura de tres factores, atendiendo a criterios estadísticos y sustantivos, ha mostrado adecuados indicadores de ajuste, de fiabilidad y de validez. Sin embargo, y como ha sido indicado por diferentes investigadores, la validez factorial de los instrumentos de medida debe ser demostrada con muestras que presenten diferencias tanto poblacionales como culturales, de tal manera que, consideramos que más estudios son necesarios con el fin de corroborar o refutar los datos obtenidos en la presente investigación.

REFERENCIAS

- Abalo, J., Lévy, J., Rial, A., y Varela, J. (2006). Invarianza factorial con muestras múltiples. En J. Lévy (Ed.), *Modelización con Estructuras de Covarianzas en Ciencias Sociales* (pp. 259-278). Madrid: Netbiblo.
- Arbuckle, J. (2007). *AMOS users guide version 16.0*.
- Bandura, A. (1982). Self-efficacy mechanism in human agency. *American Psychologist*, 37(2), 122-147.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of Control*. New York: Freeman.
- Batista, J. y Coenders, G. (2000). *Modelos de ecuaciones estructurales. Cuadernos de estadística*, 6. Madrid: La Muralla.
- Blanco, H., Ornelas, M., Beltrán, F., Mondaca, F., Rodríguez, J. et al. (2007). Editor para la construcción y aplicación de escalas por medio de una PC. *Tecnociencia Chihuahua*, 1(1), 55-59.
- Carbonero, M. A. y Merino, E. (2004). Autoeficacia y madurez vocacional. *Psicothema*, 16(2), 229-234.
- Cheung, G. W. y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255.

- Costello, A. y Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 10(7), 1-9.
- Gelabert, E., García-Esteve, L., Martín-Santos, R., Gutiérrez, F., Torres, A. y Subirà, S. (2011). Psychometric properties of the Spanish version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in women. *Psicothema*, 23(1), 133-139.
- Elosua, P. y Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenadas. *Psicothema*, 20(4), 896-901.
- Leighton, J., Gokiert, R. y Cui, Y. (2007). Using Exploratory and Confirmatory Methods to Identify the Cognitive Dimensions In a Large-Scale Science Assessment. *International Journal of Testing*, 7(2), 141-189.
- León-Rubio, J. M., Cantero, F. J. y León-Pérez, J. M. (2011). Diferencias del rol desempeñado por la autoeficacia en el burnout percibido por el personal universitario en función de las condiciones de trabajo. *Anales de Psicología*, 27(2), 518-526.
- Muñiz, J. (1998). *Teoría clásica de los test*. Madrid: Pirámide.
- Nunnally, J. y Bernstein, I. (1995). *Teoría Psicométrica*. México: McGraw-Hill.
- Pajares, F. y Schunk, D. (2001). Self-Beliefs and School Success: Self-Efficacy, Self-Concept, and School Achievement. En R. Riding y S. Rayner (Eds.), *Perception* (pp. 239-266). London: Ablex Publishing.
- Pintrich, P. y De Groot, E. (1990). Motivational and self-regulated learning components of classroom academic performance. *Journal of educational psychology*, 82, 1, 33-40.
- Prieto, L. (2003). *La autoeficacia en el contexto académico. Exploración bibliográfica comentada*. Recuperado de <http://www.des.emory.edu/mfp/prieto.pdf>.
- Raviolo, A., Ramirez, P., López, E. A. y Aguilar, A. (2010). Concepciones sobre el Conocimiento y los Modelos Científicos: Un Estudio Preliminar. *Form. Univ.*, 3(5), 29-36.
- Sansinenea, E., Gil-de-Montes, L., Agirrezabal, A., Larrañaga, M., Ortiz, G., Valencia, J. F. y Fuster, M. J. (2008). Autoconcordancia y autoeficacia en los objetivos personales: ¿Cuál es su aportación al bienestar?. *Anales de Psicología*, 24(1), 121-128.
- Schmidt, V.; Messoulam, N. y Molina, F. (2008). Autoconcepto académico en adolescentes de escuelas medias: presentación de un instrumento para su evaluación. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 1(25), 81-106.
- Teixeira, M. O. A. (2008). Escala Multidimensional de Auto-eficácia Percebida:

- Um estudo exploratório numa amostra de estudantes do ensino superior. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 1(25), 141-157.
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. Understanding concepts and applications*. Washington, D C: American Psychological Association.
- Valiante, G. (2000). *Writing Self-efficacy and gender orientation: A developmental perspective, a dissertation proposal*. Atlanta: Emory University.
- Vera, M., Salanova, M. y Martín-del-Río, B. (2011). Self-efficacy among university faculty: how to develop an adjusted scale. *Anales de Psicología*, 27(3), 800-807.
- Wolters, C. (2004). Advancing achievement goal theory: using goal structures and goal orientations to predict students motivation, cognition and achievement. *Journal of Educational Psychology*, 96(2), 236-250.
- Zimmerman, B y Kitsantas, A. (2005). Homework practice and academic achievement. The mediating role of self-efficacy and perceived responsibility beliefs. *Contemporary Educational Psychology*. 30(4) 397-417.