



REVISTAS IBEROAMERICANAS DE PSICOLOGÍA INDEXADAS EN EL JOURNAL CITATIONS REPORTS DE 2011

[Raúl Quevedo-Blasco](#)

[Resumen Español](#) [Resumen Inglés](#) [Texto completo PDF \[Español\]](#) [Compartir](#)



METACOGNICIONES Y PREDISPOSICIÓN A LAS ALUCINACIONES AUDITIVAS EN DIVERSAS MUESTRAS DE POBLACIÓN CLÍNICA Y NO CLÍNICA: EL PAPEL DE LA ESQUIZOTIPÍA

[José M. García Montes](#) [Marino Pérez Álvarez](#) [Paula Odriozola González](#) [Salvador Perona Garcelán](#) [Carlos Cuevas-Yust](#) [Oscar Vallina-Fernández](#)

[Resumen Español](#) [Resumen Inglés](#) [Texto completo PDF \[Español\]](#) [Compartir](#)



ANÁLISIS DE LAS CAPACIDADES DE VISUALIZACIÓN ESPACIAL E INTELLECTUAL EN LOS ALUMNOS CON TALENTO MATEMÁTICO

[Rafael Ramírez-Uclés](#) [Isabel Ramírez-Uclés](#) [Pablo Flores Martínez](#) [Enrique Castro Martínez](#)

[Resumen Español](#) [Resumen Inglés](#) [Texto completo PDF \[Español\]](#) [Compartir](#)



ANÁLISIS DEL COMPORTAMIENTO VISUAL DE TAEKWONDISTAS DE DIFERENTE NIVEL DE PERICIA

[Luis Miguel Ruiz Pérez](#) [Ricardo Peñaloza Méndez](#) [Natalia Rioja Collado](#) [José Antonio Navia Manzano](#)

[Resumen Español](#) [Resumen Inglés](#) [Texto completo PDF \[Español\]](#) [Compartir](#)



INTERESES ACADÉMICOS, EXTRAESCOLARES Y DESEMPEÑO CREATIVO EN EDUCACIÓN PRIMARIA SEGÚN GÉNERO, TIPO DE ESCUELA Y CONTEXTO ESCOLAR

[Vicente Alfonso-Benlliure](#) [Martha Valadez Huizar](#)

[Resumen Español](#) [Resumen Inglés](#) [Texto completo PDF \[Español\]](#) [Compartir](#)



SEXISMO Y APEGO INSEGURO EN LA RELACIÓN DE PAREJA

[Maite Garaigordobil](#)

[Resumen Español](#) [Resumen Inglés](#) [Texto completo PDF \[Español\]](#) [Compartir](#)



REITERACIÓN Y REINCIDENCIA DELICTIVAS EN MENORES ESPAÑOLES CON EXPEDIENTE JUDICIAL

[Keren Cuervo Gómez](#) [Lidón Villanueva Badenes](#)

[Resumen Español](#) [Resumen Inglés](#) [Texto completo PDF \[Español\]](#) [Compartir](#)



EVALUACIÓN DE TESIS DOCTORALES: PROPUESTAS DE MEJORA

[Raúl Quevedo-Blasco](#) [Gualberto Bucla-Casal](#)

[Resumen Español](#) [Resumen Inglés](#) [Texto completo PDF \[Español\]](#) [Compartir](#)



COMPOSICIÓN FACTORIAL DE LA ESCALA DE AUTOEFICACIA EN CONDUCTAS ACADÉMICAS EN UNIVERSITARIOS DE CIENCIAS SOCIALES

[Humberto Blanco Vega](#) [Martha Ornelas Contreras](#) [María Belén Rueda Villen](#) [Manuel Martínez Marín](#)

[Resumen Español](#) [Resumen Inglés](#) [Texto completo PDF \[Español\]](#) [Compartir](#)



RESEÑAS

[Texto completo PDF \[Español\]](#) [Compartir](#)

COMPOSICIÓN FACTORIAL DE LA ESCALA DE AUTOEFICACIA EN CONDUCTAS ACADÉMICAS EN UNIVERSITARIOS DE CIENCIAS SOCIALES

FACTOR STRUCTURE OF THE SELF-EFFICACY SCALE IN ACADEMIC BEHAVIORS OF UNIVERSITY STUDENTS OF SOCIAL SCIENCES

HUMBERTO BLANCO VEGA Y MARTHA ORNELAS CONTRERAS
Universidad Autónoma de Chihuahua (México)

MARÍA BELÉN RUEDA VILLEN Y MANUEL MARTÍNEZ MARÍN
Universidad de Granada (España)

Resumen: El presente estudio pretende indagar si se replican los hallazgos de Blanco, Martínez, Zueck y Gastélum (2011) respecto al constructo autoeficacia en conductas académicas en una muestra de 589 alumnos de primer ingreso a las licenciaturas de ciencias sociales de la Universidad Autónoma de Chihuahua, 376 mujeres y 213 hombres. Un análisis factorial confirmatorio (AFC) mostró que una estructura trifactorial es viable y adecuada. La estructura de tres factores, atendiendo a criterios estadísticos y sustantivos, ha mostrado adecuados indicadores de ajuste. Además, los resultados de los análisis factoriales llevados a cabo con las submuestras, indican la existencia de fuertes evidencias de la estabilidad de la estructura factorial. Futuras investigaciones deberán replicar estos hallazgos en muestras más amplias.
Palabras clave: invarianza, atención, instrumental, comunicación, excelencia

Abstract: The present study explores if the findings of Blanco, Martínez, Zueck and Gastélum on academic behavior self-efficacy replicate in a sample of 589 freshmen at Universidad Autónoma de Chihuahua in the area of social sciences, 376 women and 213 men. Psychometric analysis showed that a three-factorial structure was viable and adequate. The factor structure of the questionnaire was analyzed with confirmatory factor analysis (CFA). The structure of the three factors, attending to substantive and statistic criteria, showed adequate indicators of adjustment, reliability and validity. In addition, factor analysis conducted with subsamples indicated the presence of strong evidence of factor structure stability, until proven otherwise. Future research should replicate these findings in larger samples.
Key words: instrumental, invariance, attention, communication, excellence.

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 con conocer cla-

ramente aquello que deseamos lograr, ni tampoco el mejor medio para poder conseguirlo. Tampoco basta con ser capaz de; 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; Prieto, 2003; Wolters, 2004). 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 (Castañeda et al., 2010; Prieto, 2003; Sansinenea et al., 2008; Zimmerman y Kitsantas, 2005).

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 ha 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 predice el rendimiento académico mejor que otras variables cognitivas (Bandura, 1982), también que logra predecir el éxito posterior (Bandura, 1997; Pajares y Schunk, 2001) y que es un importante mediador cognitivo de competencia y rendimiento (Valiante, 2000; Vera, Salanova, y Martín-del-Río, 2011) en cuanto a que favorece los procesos cognoscitivos (Carbonero y Merino, 2004; Pintrich y De Groot, 1990).

Son muchos los instrumentos diseñados con la finalidad de medir las creencias de autoeficacia de los estudiantes, y valorar aspectos motivacionales y cognitivos del aprendizaje académico; la mayoría de ellos empleados a nivel internacional y con buenas propiedades psicométricas de validez y confiabilidad. Sin embargo, en todos ellos habitualmente se pregunta a las personas acerca de sus capacidades operativas en el presente, no acerca de sus capacidades potenciales o sobre sus capacidades futuras esperadas (Bandura, 2006; Prieto, 2003; Vera et al., 2011; Zimmerman y Kitsantas, 2005). Mientras que La Escala Autoeficacia en Conductas Académicas, diseñado por Blanco et al. (2011), además de medir la percepción de autoeficacia actual del sujeto, mide su autoeficacia deseada y alcanzable. Esto permite, entre otras cosas, generar disonancia cognoscitiva en el sujeto en relación con su autoeficacia percibida en el presente, el nivel de autoeficacia deseado o ideal, y la posibilidad de mejora en la autoeficacia percibida.

La disonancia así generada, incrementa la motivación para realizar actividades dirigidas a la reducción de dicha disonancia (Festinger, 1957), lo cual puede aprovechar

el docente o tutor académico para que el estudiante establezca metas de logro para aumentar su eficacia, aproximándola a la deseada o alcanzable. Esto es fundamental si se pretende mejorar la percepción de ser capaz en quien aprende, bajo el supuesto implícito de que su potenciación servirá como vehículo para la mejora de otros resultados tales como el logro académico y la autoestima.

La Escala Autoeficacia en Conductas Académicas (Blanco et al., 2011) que contaba con 27 ítems se redujo a 13 como resultado del análisis psicométrico realizado por sus autores con una muestra amplia de 2089 estudiantes universitarios. En dicho trabajo fue posible distinguir tres dimensiones, que en conjunto explicaron aproximadamente 58.43% de la varianza total. El primer factor fue designado Comunicación, compuesto de cuatro ítems responsables de aproximadamente el 20.11% de la varianza. Los elementos presentes en este componente esbozan la eficacia al expresar las propias ideas y la posibilidad de entablar un diálogo con los demás. El segundo factor, al que denominaron Atención, aglutinó cinco ítems que permitieron explicar aproximadamente el 19.64% de la varianza. De acuerdo con sus autores, este factor identifica al alumno capaz de poner atención cuando otra persona expone sus ideas. El tercer y último factor, al que llamaron Excelencia, asoció a cuatro ítems que permitieron explicar aproximadamente el 18.68% de la varianza. De acuerdo con sus autores, los elementos presentes en este componente delinean la autoeficacia percibida para ser cumplido desde una perspectiva académico escolar. Respecto a la fiabilidad de la Escala Autoeficacia en Conductas Académicas (Blanco et al., 2011), los coeficientes de consistencia interna de los tres factores son satisfactorios, con alfas de Cronbach de .83, .82 y .78, respectivamente.

El presente estudio instrumental (Montero y León, 2002, 2005) se ha dirigido a proporcionar apoyo empírico a la división factorial de la Escala Autoeficacia en Conductas Académicas. Se justifica por la importancia de comprobar la estructura factorial de un instrumento y la equivalencia psicométrica del mismo en distintos grupos. Ya que en el contexto de la comparación intergrupar, es indispensable plantearse la necesidad de llevar a cabo la adaptación de un instrumento de medida psicológica que cumpla con todos los criterios de equivalencia, pero sobre todo plantearse si la misma estructura factorial es aplicable a distintos grupos de sujetos o, de modo más genérico, a distintas poblaciones (Abalo et al., 2006).

Por tanto, este trabajo pretende por una parte, indagar si se replican los hallazgos de Blanco et al. (2011) sobre la estructura trifactorial de la autoeficacia de conductas académicas mediante la aplicación de la Escala Autoeficacia en Conductas Académicas (EACA) y, por otra, ampliarlos. Por ello la hipótesis de este trabajo plantea que la estructura factorial hallada en el presente estudio será equivalente a la informada por Blanco et al. (2011).

MÉTODO

Participantes

La muestra de 589 sujetos, 376 (63.8%) mujeres y 213 (36.2%) hombres se obtuvo mediante un muestreo por cuotas, tratando de abarcar la representatividad de las diferentes licenciaturas de ciencias sociales que se ofrecen en la Universidad Autónoma de Chihuahua. Posteriormente, se dividió aleatoriamente la muestra 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 304 sujetos; 198 (65.1%) mujeres y 106 (34.9%) hombres. Las edades fluctúan entre los 17 y 20 años, con una media de 18.18 y una desviación estándar de 0.74 años. La segunda mitad (submuestra 2) quedó compuesta por 285 sujetos; 178 (62.5%) mujeres y 107 (37.5%) hombres. Las edades fluctúan entre los 17 y 20 años, con una media de 18.30 y una desviación estándar de 0.72 años.

Instrumento

La Escala Autoeficacia en Conductas Académicas (EACA) diseñada por Blanco et al. (2011) es una encuesta tipo Likert, asistida por computadora, de 13 ítems relacionados con conductas académicas. 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. 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 este caso autoeficacia (Nunnally y Bernstein, 1995; Raviolo et al., 2010).

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 sólo 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 ciencias sociales que se ofrecen en la Universidad Autónoma de Chihuahua; los que aceptaron participar firmaron la carta de aceptación

correspondiente. En los laboratorios o centros de cómputo de las unidades académicas participantes, se aplicó el instrumento por medio de una computadora personal utilizando el módulo administrador del instrumento del editor de escalas versión 2.0 (Blanco et al., 2007) en una sesión de aproximadamente 20 minutos. 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 ciencias sociales.

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 comunalidad, o proporción de su varianza explicada por la solución factorial, fuera superior a .45 después de una rotación varimax (Costello y Osborne, 2005). 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 fuera 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, Gokiert, y Cui, 2007).

Para comprobar la estructura factorial de la escala autoeficacia 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.

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 (1586.896; $p < .0001$) y el KMO (.883) 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 62.12% de la varianza (Tablas 1 y 2).

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 62.36% de la varianza (Tablas 1 y 2). La significación del Test de Barlett (1536.033; $p < .0001$) y el KMO (.886) 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, lo que evidencia una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas, particularmente si se considera el número reducido de ítems (Tabla 3).

Análisis factorial confirmatorio

Mediante el análisis factorial confirmatorio sobre los datos de la submuestra 2, se contrastó 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 .929 y RMSEA .069) 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 .936 y RMSEA .063) 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 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	2.83	21.79	21.79	3.19	24.55	24.55
2. Excelencia	2.64	20.33	42.12	2.75	21.19	45.74
3. Comunicación	2.60	20.00	62.12	2.16	16.62	62.36

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	.79			.82		
13 Escucho con atención las preguntas y comentarios de mis profesores	.71			.66		
3 Escucho con atención las preguntas y aportaciones de mis compañeros	.66			.72		
7 Pongo atención cuando los profesores dan la clase	.66			.65		
8 Pongo atención cuando un compañero expone en clase	.65			.64		
11 Entrego puntualmente los trabajos que se me encargan		.81			.84	
1 Cumpro con las tareas que se me asignan		.75			.76	
10 Me preparo para mis exámenes apoyándome en los apuntes de clase, el texto del curso y lecturas adicionales		.69			.64	
12 Soy cumplido en cuanto a mi asistencia		.68			.70	
4 Expreso mis ideas con claridad			.84			.72
6 Me siento bien con mi propio desempeño cuando hablo enfrente de una clase o grupo de gente			.80			.71
9 En caso de desacuerdo soy capaz de entablar un diálogo con mis profesores			.74			.76
5 Hago comentarios y aportaciones pertinentes			.64			.60

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 presentó 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 resultaron bien explicados a partir del constructo hipotetizado, con una saturación mínima de .40 (ítem 3), y el resto, por encima o igual a .50. Finalmente, el factor Excelencia, presentó una saturación factorial mínima de .36, correspondiente al ítem 12 mientras que el resto de ítems explicados por el factor presentaron saturaciones por encima de .50.

Por su parte, todos los factores correlacionaron entre sí de forma estadísticamente significativa ($p < .01$). Las correlaciones entre Comunicación y los factores Atención y Excelencia pueden considerarse de altas a moderadas, con valores de .66 y .48 respectivamente, mientras que la

relación entre estos dos últimos factores fue alta (.74). A medida que aumenta la autoeficacia percibida en alguno de los factores, también aumenta en los otros dos.

En la figura 2 aparece 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 resultaron bien explicados a partir del constructo hipotetizado, con

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

Factor	α Submuestra 1	α Submuestra 2
1. Atención	.822	.836
2. Excelencia	.779	.800
3. Comunicación	.808	.740

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

Modelo	Índice de Ajuste				
	χ^2	GFI	RMR	RMSEA	ECVI
Primera solución factorial (submuestra 2)					
Independiente (13 ítems)	1564.495 *	.357	0.970	.259	5.600
Saturado (13 ítems)	0	1	0		0.641
3 factores 13 ítems	146.603 *	.929	0.137	.069	0.720
Segunda solución factorial (submuestra 1)					
Independiente (13 ítems)	1614.424 *	.369	0.993	.255	5.414
Saturado (13 ítems)	0	1	0		0.601
3 factores 13 ítems	136.359 *	.936	0.133	.063	0.641

Nota: * $p < .01$.

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)	.250	0	0	0
Saturado (13 ítems)			1	1
3 factores 13 ítems	.896	.928	.906	.943
Segunda solución factorial (submuestra 1)				
Independiente (13 ítems)	.264	0	0	0
Saturado (13 ítems)			1	1
3 factores 13 ítems	.906	.939	.916	.952

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

Modelo	Índice de Ajuste			
	PNFI	PGFI	CMIN/GL	AIC
Primera solución factorial (submuestra 2)				
Independiente (13 ítems)	0	.306	20.058	1590.495
Saturado (13 ítems)	0			182.000
3 factores 13 ítems	.720	.633	2.365	204.603
Segunda solución factorial (submuestra 1)				
Independiente (13 ítems)	0	.317	20.698	1640.424
Saturado (13 ítems)	0			182.000
3 factores 13 ítems	.728	.638	2.199	194.359

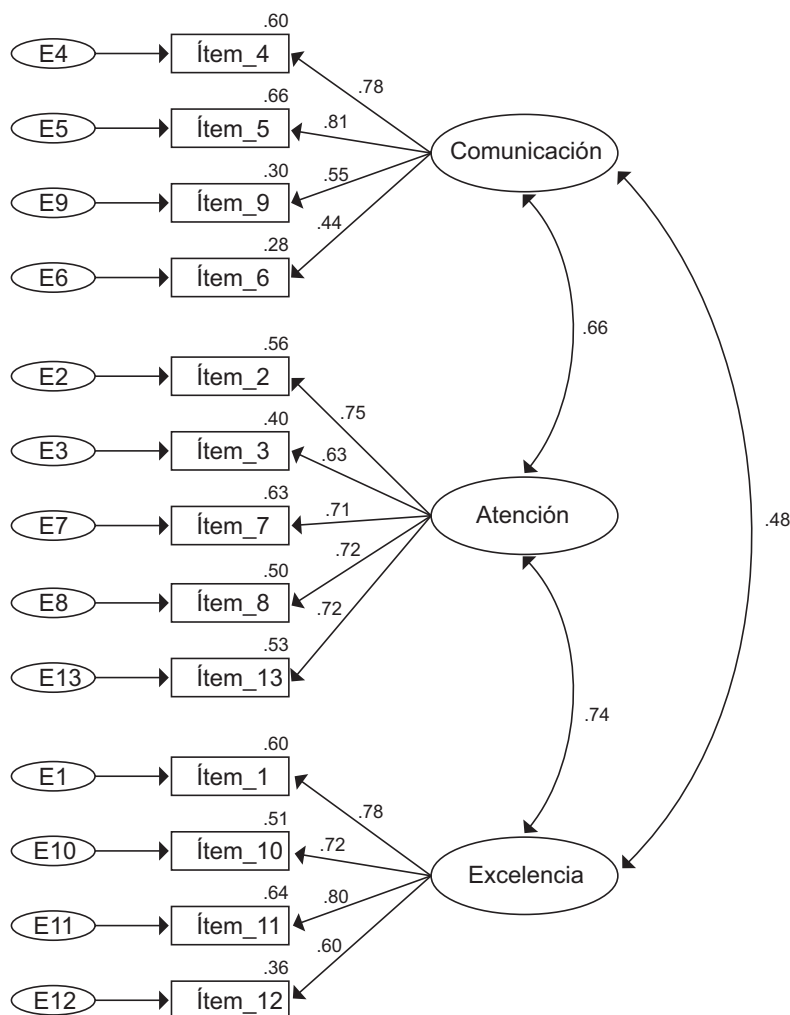


Figura 1. Modelo de medición para la escala. Análisis factorial confirmatorio submuestra 2. Fuente: de los autores.

saturaciones entre .47 y .71. El factor Atención presentó en general saturaciones factoriales estandarizadas elevadas (mayores o iguales a .40), salvo en el caso de los ítems 3 y 8, con una saturación con el factor moderada (.39 y .38, respectivamente). Finalmente, el factor Excelencia presentó una saturación factorial moderada de .33, correspondiente al ítem 10 mientras que el resto de ítems explicados por el factor presentaron saturaciones de .49 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 .62 y .46 respectivamente, mientras que la relación entre estos dos últimos factores fue alta (.72), 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 .933; CFI .947; RMSEA .047; AIC 398.963) lo que permite aceptar el modelo base de la invarianza (modelo sin restricciones).

Añadiendo al modelo base restricciones sobre las cargas factoriales se caracterizó la invarianza métrica. Los valores que se recogen en la tabla 7 permiten aceptar este

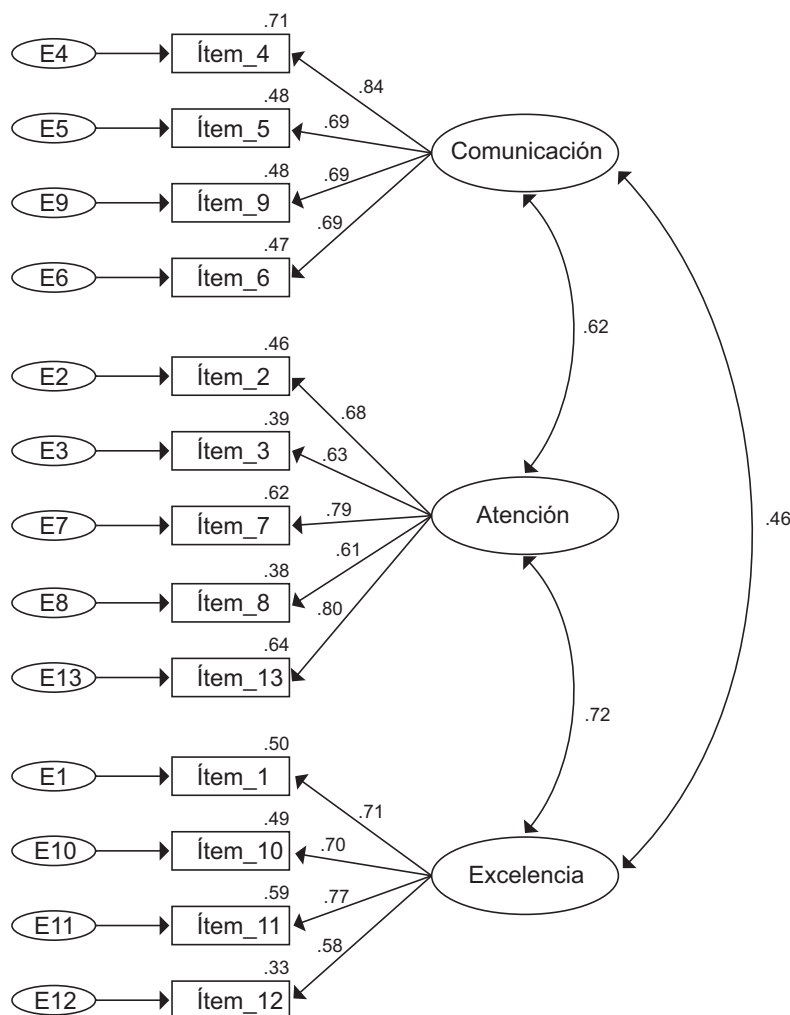


Figura 2. Modelo de medición para la escala. Análisis factorial confirmatorio submuestra 1. Fuente: de los autores.

nivel de invarianza. El índice de ajuste general ($GFI = .926$) y el error cuadrático medio de aproximación ($RMSEA = .048$) siguen aportando información convergente en esta dirección. Además, el criterio de información de Akaike ($AIC = 408.591$) y el índice comparativo de Bentler ($CFI = .941$) 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), quienes han sugerido 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 CFI obtenida .006 permite aceptar el modelo de invarianza métrica. Es posible concluir hasta ahora que las cargas factoriales son equivalentes en las dos submuestras.

Una vez demostrada la invarianza métrica entre las submuestras, se evaluó la equivalencia entre interceptos

(invarianza factorial fuerte). Los índices (Tabla 7) mostraron 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 fue de .001, el índice de ajuste general de .925 y el error cuadrático medio de aproximación de .046. Aceptada la invarianza fuerte, los dos modelos evaluados resultaron equivalentes respecto a los coeficientes factoriales y a los interceptos.

DISCUSIÓN

El objetivo principal del estudio fue indagar si se replicaban o no los resultados psicométricos propuestos

Tabla 7. Índices de bondad de ajuste de cada uno de los modelos puestos a prueba en la invarianza factorial

Modelo	Índice de Ajuste						
	χ^2	gl	GFI	NFI	CFI	RMSEA	AIC
Modelo sin restricciones	282.963 *	124	.933	.911	.947	.047	398.963
Invarianza métrica	312.591 *	134	.926	.902	.941	.048	408.591
Invarianza factorial fuerte	315.704 *	140	.925	.901	.942	.046	399.704

Nota: * $p < .01$

por Blanco et al. (2011) para la Escala Autoeficacia en Conductas Académicas (EACA), utilizando una muestra de universitarios de ciencias sociales mediante el análisis factorial exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC). Los análisis AFE y AFC realizados en cada submuestra por separado apoyaron la estructura factorial del EACA de tres componentes: Atención, Comunicación y Excelencia obtenida por Blanco et al. (2011) al evidenciar una consistencia interna adecuada, particularmente si se considera el número reducido de ítems en cada uno de ellos. Al mismo tiempo, los tres factores así obtenidos presentaron en general saturaciones factoriales estandarizadas adecuadas, saturaciones que se corresponden con las halladas en el estudio de Blanco et al. (2011).

Por lo que se puede afirmar que la hipótesis de que la versión del EACA de Blanco et al. (2011) y la versión del presente estudio son equivalentes en su estructura factorial ha sido confirmada. Los resultados del estudio con universitarios de ciencias sociales apoyan fuertemente el modelo de los tres factores y están en la línea de lo informado por los autores Blanco et al. (2011). 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 de la escala de autoeficacia en conductas académicas ha mostrado, tanto en este estudio como en el llevado a cabo por Blanco et al. (2011), 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, el alcance de estos resultados es limitado, y es necesario que en investigaciones futuras se confirme la estructura obtenida, lo cual permitirá contar con evidencia más robusta respecto a la estructura factorial de la escala autoeficacia en conductas académicas. Específicamente, debe demostrarse si la invarianza de la estructura de la escala se cumple por sexo, edad, entre personas con distinto grado de rendimiento, entre alumnos de distintas licenciaturas, entre otras. Además, resulta inminente la necesidad de realizar estudios transculturales dirigidos

a valorar si la estructura factorial de la escala es reflejo o no de diferencias culturales. Se considera que más estudios son necesarios con el fin de corroborar o refutar los datos obtenidos en las investigaciones realizadas hasta el momento.

Asimismo, es indispensable comprobar si la escala resulta útil para estudiar la relación entre autoeficacia académicas y variables tales como rendimiento académico, motivación y autoestima.

Por último es importante resaltar humildemente que la validación de una escala de autoeficacia en el ámbito académico dirigida a universitarios como la llevada a cabo y habiéndose verificado la hipótesis planteada en el presente estudio representa una aportación con indudables repercusiones tanto a nivel práctico como científico, puesto que es básico contar con instrumentos de evaluación empíricamente validados que permitan evaluar determinantes clave del funcionamiento del alumnado en el ámbito académico. Este interés es aún mayor en el nivel universitario donde las reformas acaecidas en los últimos años demandan nuevos enfoques metodológicos y el análisis de variables psicológicas de diferente tipo que favorezcan en el alumnado su aprendizaje y capacidad de aprender.

REFERENCIAS

- Abalo, J., Lévy, J., Rial, A., & 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.
- Bandura, A. (2006). Guide for constructing self-efficacy scales. En F. Pajares & T. Urdan (Eds.), *Self-efficacy beliefs of adolescents* (pp. 307-337). Greenwich, CT: Information Age Publishing.

- Blanco, H., Martínez, M., Zueck, M. C., & Gastélum, G. (2011). Análisis psicométrico de la escala autoeficacia en conductas académicas en universitarios de primer ingreso. *Revista Electrónica "Actualidades Investigativas en Educación", 11*(3), 1-27.
- Blanco, H., Ornelas, M., Beltrán, F., Mondaca, F., Rodríguez, J., Sueck, M. C., & Peinado, J. E. (2007). Editor para la construcción y aplicación de escalas por medio de una PC. *Tecnociencia Chihuahua, 1*(1), 55-59.
- Carbonero, M. A., & Merino, E. (2004). Autoeficacia y madurez vocacional. *Psicothema, 16*(2), 229-234.
- Castañeda, S., Pineda, M. L., Gutiérrez, E., Romero, N., & Peñalosa, E. (2010). Construcción de instrumentos de estrategias de estudio, autorregulación y epistemología personal. Validación de constructo. *Revista Mexicana de Psicología, 27*(1), 77-85.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 9*, 233-255.
- Costello, A., & 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.
- Elosua, P., & Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenadas. *Psicothema, 20*(4), 896-901.
- Festinger, L. (1957). *A theory of cognitive dissonance*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Gelabert, E., García-Esteve, L., Martín-Santos, R., Gutiérrez, F., Torres, A., & Subirà, S. (2011). Psychometric properties of the Spanish version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in women. *Psicothema, 23*(1), 133-139.
- Leighton, J., Gokiert, R., & 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., & 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.
- Montero, I., & León, O. (2002). Clasificación y descripción de las metodologías de investigación en Psicología. *Internacional Journal of Clinical and Health Psychology, 2*, 503-508.
- Montero, I., & León, O. (2005). Sistema de clasificación del método en los informes de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 5*, 115-127.
- Nunnally, J., & Bernstein, I. (1995). *Teoría Psicométrica*. México: McGraw-Hill.
- Pajares, F., & Schunk, D. (2001). Self-Beliefs and School Success: Self-Efficacy, Self-Concept, and School Achievement. En R. Riding & S. Rayner (Eds.), *Perception* (pp. 239-266). London: Ablex Publishing.
- Pintrich, P., & 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., & 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., & Fuster, M. J. (2008). Autoconcordancia y autoeficacia en los objetivos personales: ¿Cuál es su aportación al bienestar? *Anales de Psicología, 24*(1), 121-128.
- 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., & 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., & 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.

Recibido 13 de enero de 2012
Aceptado 3 de septiembre de 2012