

REVISTA RELEP

Educación y Pedagogía en Latinoamérica
Red de Estudios Latinoamericanos en Educación y Pedagogía
ISSN: (en trámite)



contacto@relep.org

Flores Rico, Francisco Javier; Ordoñez Bencomo, Edgar
Francisco; Medina López, Héctor Luis; Santos Sambrano,
Gilberto

Universidad Autónoma de Chihuahua

**Propiedades psicométricas del cuestionario de autoeficacia
académica (CAA) en universitarios del área de la actividad
física**

Revista Relep, vol. 1, núm 2, Enero-Febrero 2019, pp. 9-19

Artículo 1. Propiedades psicométricas del cuestionario de autoeficacia académica (CAA) en universitarios del área de la actividad física

Flores Rico, Francisco Javier;
Ordoñez Bencomo, Edgar
Francisco; Medina López, Héctor
Luis; Santos Sambrano, Gilberto
Universidad Autónoma de
Chihuahua

Resumen

Para comprender los aspectos cognitivos y afectivos depende en gran medida por el gran interés que le imprimen las instancias educativas al ofrecer estrategias didácticas que permita alcanzar el máximo de los conocimientos pero sin duda alguna, la participación decidida del estudiante será determinante en su proceso de enseñanza aprendizaje favoreciendo en gran medida sus competencias académicas como parte elemental y coadyuvar su desarrollo profesional e integral. En el apartado de la Psicología educativa, los aspectos de autoeficacia y ansiedad por el simple hecho de su definición muestra un sentido controversial en el sujeto al no identificar puntualmente el estado del comportamiento que deriva dicha actitud. Esto ha generado importantes avances de investigación que contribuyan a elevar sustancialmente los métodos de enseñanza que se requiere en la actualidad.

Palabras clave

Autoeficacia académica, Autopercepción, Aspectos cognitivos y afectivos, Competencias académicas

Abstract

To understand the cognitive and affective aspects depends to a great extent on the great interest that the educational institutions print when offering didactic strategies that allow to reach the maximum of the knowledge but without doubt, the participation Determined by the student will be decisive in their teaching learning process by favoring to a large extent their academic competencies as an elementary part and to contribute to their professional and integral development. In the section of the educational psychology, the aspects of self-efficacy and anxiety by the simple fact of its definition show a controversial sense in the subject by not identifying punctually the state of the behavior that derives this attitude. This has generated important research advances that contribute to substantially elevating the teaching methods currently required.

Keywords

Academic self-efficacy, self-perception, cognitive and affective aspects, academic competencies

Introducción

En la historia de la humanidad se ha observado cambios y avances en los conocimientos, actitudes y creencias conforme pasa el tiempo, estos avances siempre están impulsados por motivaciones externas e internas de los estas motivaciones van en base a metas que se pretenden alcanzar.

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 auto percepción, denominada auto eficacia, ejerce una profunda influencia en la elección de tareas y actividades, en el esfuerzo y

ISSN: (En trámite)

perseverancia de las personas cuando se enfrentan a determinados retos e incluso en las reacciones emocionales que experimentan ante situaciones difíciles. En definitiva, las creencias de auto eficacia 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 (Prieto, 2003).

Dentro de los contextos educativos ha existido un interés permanente por comprender los factores cognitivos y comportamientos que favorecen o dificultan el desempeño del estudiante en sus labores académicas y cómo éste se relaciona con su desarrollo integral. En el área de la psicología educativa específicamente, los constructos auto eficacia y ansiedad han 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 ampliamente que la auto eficacia resulta ser más predictiva del rendimiento académico 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) en cuanto favorece los procesos cognoscitivos (Pintrich y De Groot, 1990).

El comportamiento de las personas, según Bandura (1997), puede ser mejor predicho por las creencias que los individuos tienen acerca de sus propias capacidades que por lo que en verdad pueden hacer, puesto que estas percepciones contribuyen a delinear qué es lo que las personas hacen con las habilidades y el conocimiento que poseen (Pajares y Schunk 2001).

Esto se tomó como base para la validación de un instrumento de auto reporté para medir la auto eficacia académica en estudiantes universitarios y

poder medir como se sienten que es su desempeño académico, esperan con esto aportar un estudio de calidad para una mejora en el actuar docente.

Objetivo de estudio

Este proyecto es fundamentalmente un estudio de validación de un instrumento de auto reporte para medir la autoeficacia académica percibida en universitarios.

El presente estudio contribuye pues a aportar evidencias y datos que propician la intervención educativa dentro de una perspectiva educativa de atención a la diversidad en el aula.

En consecuencia, esta investigación pretende, como investigación aplicada, aportar información que se traduzca en una práctica educativa de mayor calidad en el contexto de atención a la diversidad; contribuyendo al saber pedagógico en el esclarecimiento de los factores que conforman un modelo de desarrollo humano integral; bajo la premisa de que los esfuerzos educativos deben enfocarse hacia el aumento los sentimientos de autovaloración y competencia de los estudiantes, fortaleciendo la autoestima y el auto concepto, lo que a su vez favorecerá la motivación hacia el logro, las relaciones interpersonales y en general la forma particular de desenvolverse frente a diversas tareas y desafíos que se les presenten (Bandura, 1986; Roa,1990).

Marco teórico

Hoy en día se puede encontrar una cantidad muy amplia de publicaciones que hablan acerca de la psicología cognitiva que se puede derivar en una serie de paradigmas teóricos en ocasiones contrapuestos entre sí, pero que centran su estudio en la importancia en los fenómenos que ocurren en la mente de las personas, concibiendo a estas como un operador activo, como un

ISSN: (En trámite)

regulador entre la transición entre el estímulo y la respuesta (Fabián O. Olaz. Quien cita a Fernández Álvarez, 1997).

Tal como afirma Fernández Álvarez (1997), uno de los instrumentos que contribuyó al desarrollo del cognoscitivismo fue la renovación tecnológica: “una de las transformaciones más brutales a que se vio expuesta la humanidad por obra de su propia evolución”. La cibernética, la informática y el incesante despliegue de la tecnología computacional plantearon nuevas reglas en todos los ámbitos de la vida, afectando directamente a los órdenes de la cultura. Debido a estos cambios apareció el paradigma del procesamiento de la información en el cual se trataba de comparar la forma de en que el ser humano procesaba la información con la forma en que las computadoras realizan sus operaciones secuencialmente, tal como menciona Fernández Álvarez (1997): “ No cabe duda de que, en un primer momento, la psicología cognitiva se abrió paso junto a la gigantesca promesa de descubrimiento que supuso el hallazgo de ciertas semejanzas entre el cerebro y la computadora”.

Sin embargo, al poco tiempo fue evidente que este paradigma no era suficiente para explicar el comportamiento humano, ya que las personas, a diferencia de las máquinas, tienen conductas que no provienen del pensamiento lineal y la información que los individuos utilizan para tomar decisiones provienen en parte del ambiente social. Como menciona Fabián O. Olaz. (2001) La teoría Social Cognitiva de Albert Bandura propone un modelo del comportamiento humano que destaca el rol de las creencias autorreferentes, rechazando la indiferencia conductista hacia los procesos internos. En esta perspectiva, los individuos van a ser vistos como proactivos y auto reguladores de su conducta más que como reactivos y controlados

por fuerzas ambientales o biológicas (Valiante, 2000).

Metodología

Participantes

Participaron en el estudio 1527 sujetos, 751 mujeres y 776 hombres todos estudiantes universitarios de México. La edad de los sujetos fluctuó entre los 18 y 36 años, con una media de 20.78 y una desviación estándar de 2.45 años.

La muestra fue aleatoriamente dividida en dos partes utilizando el Statistical Package for the Social Sciences (SPSS) en su versión 18.0; con el fin de realizar estudios paralelos que permitieran corroborar y verificar los resultados obtenidos (validación cruzada).

La primera mitad (submuestra 1) quedo constituida por 734 sujetos; 357 mujeres y 377 hombres. Las edades fluctúan entre los 18 y 33 años, con una media de 20.66 y una desviación estándar de 2.25 años.

La segunda mitad (submuestra 2) quedo compuesta por 793 sujetos; 394 mujeres y 399 hombres. Las edades fluctúan entre los 18 y 36 años, con una media de 20.89 y una desviación estándar de 2.62 años.

Instrumento

Cuestionario de autoeficacia académica (CAA), es una encuesta tipo Likert, asistida por computadora, de 19 ítems relacionados con conductas académicas; donde el encuestado responde, en una escala de 0 a 10, que tan capaz se siente, que tanto interés tiene y si se esfuerza en cambiar que tan capaz sería en cada uno de los aspectos propuestos. 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

ISSN: (En trámite)

autoeficacia (Nunnally y Bernstein, 1995; Raviolo et al., 2010).

Aun cuando cada sujeto respondió a los 19 ítems del instrumento en tres escenarios distintos: Escenario de capacidad percibida, respondiendo en el contexto: que tan capaz me siento para. Escenario de interés en ser capaz, respondiendo en el contexto: que tanto interés tengo en ser capaz de. Escenario de cambio en ser capaz de, respondiendo en el contexto: si me esfuerzo en cambiar, que tan capaz sería para. En el análisis psicométrico solo se utilizaron las respuestas al primer escenario.

Procedimiento

Se invitó a participar en el estudio a los alumnos de las licenciaturas que se ofrecen en la Facultad de Ciencias de la Cultura Física (FCCF) de 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 (módulo administrador del instrumento del editor de escalas de ejecución típica), en una sesión de aproximadamente 30 minutos; en los laboratorios o centros de cómputo de la FCCF. Al inicio de cada sesión se hizo una pequeña introducción sobre la importancia de la investigación y de cómo acceder al instrumento. Se les solicitó la máxima sinceridad y se les garantizó la confidencialidad de los datos que se obtuvieran. 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 (ver Apéndice B).

Por último los resultados obtenidos, se analizaron mediante el paquete SPSS 18.0

Hipótesis

El auto reporte de auto eficacia académica favorecerá a potenciar el desarrollo humano de los alumnos universitarios en un marco de reconocimiento de atención a la diversidad que conduzca a una educación superior de calidad.

Análisis de datos

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

El primer paso del análisis de las propiedades psicométricas del cuestionario consistió en calcular los índices de discriminación de cada ítem. Para luego eliminar de la escala aquellos que obtienen un índice de discriminación por debajo de .35.

Luego, para determinar el número mínimo de factores comunes capaces de reproducir, de un modo satisfactorio, las correlaciones observadas entre los ítems del instrumento (con buena discriminación), se realizaron sendos análisis factoriales exploratorios con las submuestras 1 y 2, a partir del método de máxima verosimilitud, 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 inicial fuera superior a .35; 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).

ISSN: (En trámite)

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 confirmatoria 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 auto eficacia 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 (primera solución factorial).

El primer paso del análisis de las propiedades psicométricas del cuestionario consistió en calcular los índices de discriminación de cada ítem. Los 19 ítems discriminan satisfactoriamente, de hecho, los coeficientes de discriminación se encuentran entre .744, para el ítem 12 (Escuchar con atención las preguntas y comentarios de mis profesores), y .409, para el ítem 15 (Escribir sin errores ortográficos).

Luego para determinar el número mínimo de factores comunes capaces de reproducir, de un modo satisfactorio, las correlaciones observadas entre los 19 ítems del instrumento empleado, se realizó, en la submuestra 1, la extracción de éstos a partir del método de máxima verosimilitud, tomando como base el criterio de Kaiser-Guttman (1958), por el que se toman autovalores mayores o igual a la unidad y el análisis gráfico del Scree Test de Cattell (1966) sobre los autovalores; además de que para garantizar una adecuada representación de las variables (ítems), solo se conservaron aquéllos cuya comunidad inicial fuera superior a .35. Este primer análisis puso de manifiesto una estructura factorial de tres factores y nos llevó a eliminar 3 de los 19 ítems analizados (Tabla 1). Previamente la significación del Test de Barlett (7424.475 $p < .001$) y el KMO (.937) mostraron una adecuada correlación entre los ítems y una muy buena adecuación muestral respectivamente.

| ÍTEM |
|-----------------------------------------------------------------------------|
| 15 Escribir sin errores ortográficos |
| 16 Cumplir con mis deberes, aunque tenga alguna preocupación en ese momento |
| 17 cumplir con mis deberes, aunque tenga cosas más atractivas para realizar |

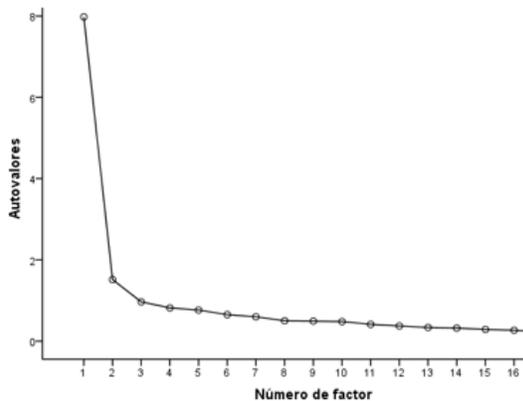
Tabla 1. Ítems eliminados. Primera solución factorial

ISSN: (En trámite)

Sobre el conjunto de los 16 ítems obtenidos en el análisis previo, se realizó de nuevo un análisis de máxima verosimilitud para el conjunto de la submuestra 1; siguiendo el criterio de Káiser (1958) y el análisis gráfico del Scree Test de Cattell (1966) sobre los autovalores, detectándose, después de una rotación varimax (Costello y Osborne, 2005), una estructura de dos factores. El conjunto de los factores seleccionados explicaron el 51.58% de la varianza (Tablas 2 y 3; Figura 1). La significación del Test de Barlett (6345.185 $p < .001$) y el KMO (.934) muestran, además, una adecuada correlación entre los ítems y una buena adecuación muestral respectivamente.

| Factores | Auto valor | % de la varianza | % acumulado |
|-----------------------------|------------|------------------|-------------|
| 1. Competencia académica | 5.23 | 32.67 | 32.67 |
| 2. Competencia comunicativa | 3.02 | 18.91 | 51.58 |

Tabla 2. Autovalores y porcentaje de varianza explicada por cada uno de los factores retenidos.



Gráfica 1. Scree Test de Cattell (gráfico de sedimentación).

| Ítem | CA | CC |
|---------------------------------------------------------------------------|-----|----|
| 12 Escuchar con atención las preguntas y comentarios de mis profesores | .76 | |
| 7 poner atención cuando los profesores dan la clase | .76 | |
| 8 poner atención cuando un compañero expone en clase | .71 | |
| 3 escuchar con atención las preguntas y aportaciones de mis compañeros | .71 | |
| 2 escuchar con atención cuando el profesor aclara una duda a un compañero | .69 | |
| 11 entregar puntualmente los trabajos que se me encargan | .62 | |
| 10 preparar mis exámenes apoyándome en los apuntes de clase... | .62 | |
| 1 cumplir con las tareas que se me asignan | .57 | |

| | |
|----------------------------------------------------------------------------------|-----|
| 19 Dedicar más horas al estudio de las que había planificado; cuando... | .55 |
| 18 relacionar los conceptos nuevos que estoy estudiando con otros que ya conozco | .55 |
| 13 Identificar las ideas principales de un texto | .54 |
| 14 Escribir de manera coherente y organizada | .53 |
| 4 Expresar mis ideas con claridad | .77 |
| 6 hablar o expresarme enfrente de una clase o grupo de gente | .76 |
| 5 hacer comentarios y aportaciones pertinentes | .76 |
| 9 Establecer un diálogo con mis profesores en caso de desacuerdo con ellos | .59 |

CA = Competencia académica CC = Competencia comunicativa

Tabla 3. Ítems agrupados por factor. Solución rotada. Análisis Factorial Exploratorio Submuestra 1.

Análisis factorial exploratorio (segunda solución factorial).

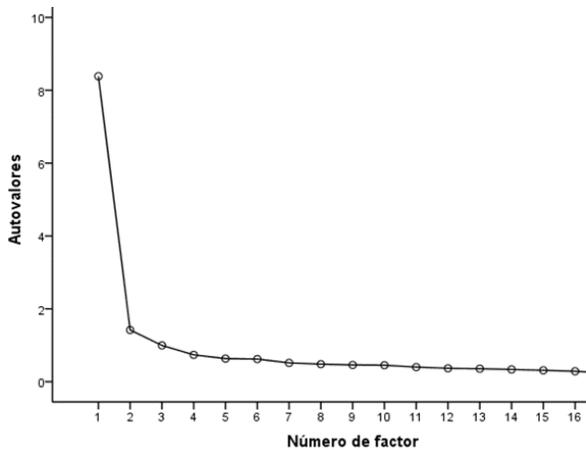
Con el fin validar la solución factorial obtenida con la submuestra 1, se realizó nuevamente un análisis de máxima verosimilitud con los datos de la submuestra 2; siguiendo los mismos criterios para la retención de factores; encontrándose de nuevo, después de una rotación varimax (Costello y Osborne, 2005), una estructura de dos factores. El conjunto de los factores seleccionados explicaron el 53.42% de la varianza (Tablas 4 y 5; Figura 2). La significación del Test de Barlett (7151.349; $p < .001$) y el KMO (.949) muestran, además, una adecuada correlación entre los ítems y una buena adecuación muestral respectivamente.

| Factores | Auto valor | % de la varianza | % acumulado |
|-----------------------------|------------|------------------|-------------|
| 1. Competencia académica | 5.03 | 31.46 | 31.46 |
| 2. Competencia comunicativa | 3.51 | 21.96 | 53.42 |

Tabla 4. Autovalores y porcentaje de varianza explicada por cada uno de los factores retenidos.

Discusión

ISSN: (En trámite)



Gráfica 2. Scree Test de Cattell (gráfico de sedimentación).

| Ítem | CA | CC |
|----------------------------------------------------------------------------------|-----|-----|
| 12 Escuchar con atención las preguntas y comentarios de mis profesores | .77 | |
| 7 Poner atención cuando los profesores dan la clase | .75 | |
| 8 Poner atención cuando un compañero expone en clase | .67 | |
| 3 Escuchar con atención las preguntas y aportaciones de mis compañeros | .63 | |
| 2 Escuchar con atención cuando el profesor aclara una duda a un compañero | .67 | |
| 11 Entregar puntualmente los trabajos que se me encargan | .65 | |
| 10 Preparar mis exámenes apoyándome en los apuntes de clase... | .65 | |
| 1 Cumplir con las tareas que se me asignan | .59 | |
| 19 Dedicar más horas al estudio de las que había planificado; cuando... | .49 | |
| 18 Relacionar los conceptos nuevos que estoy estudiando con otros que ya conozco | .53 | |
| 13 Identificar las ideas principales de un texto | .50 | |
| 14 Escribir de manera coherente y organizada | .53 | |
| 4 Expresar mis ideas con claridad | | .78 |
| 6 Hablar o expresarme enfrente de una clase o grupo de gente | .73 | |
| 5 Hacer comentarios y aportaciones pertinentes | .74 | |
| 9 Entablar un diálogo con mis profesores en caso de desacuerdo con ellos | .68 | |

CA = Competencia académica CC = Competencia comunicativa

Tabla 5. Ítems agrupados por factor. Solución rotada. Análisis Factorial Exploratorio Submuestra 2.

Congruencia entre los factores de las dos soluciones factoriales (validación cruzada).

Los valores de los Coeficientes de Congruencia y de los Coeficientes de correlación de Pearson entre los pesos factoriales de los factores obtenidos en los análisis factoriales exploratorios llevados a cabo con las submuestras 1 y 2; indican, de acuerdo a lo sugerido por Cureton y D'Agostino (1983), Mulaik (1972) y Cliff (1966), una alta congruencia entre pares de factores (Tabla 6).

| Factores | Coefficiente de Congruencia | Coefficiente de correlación |
|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| 1. Competencia académica | .999 | .933 |
| 2. Competencia comunicativa | .996 | .859 |

Tabla 6. Coeficientes de Congruencia y de correlación de Pearson entre las saturaciones.

Fiabilidad de las subescalas (consistencia interna).

Las subescalas (factores) resultantes en los análisis factoriales exploratorios, de ambas submuestras, poseen alfas superiores a .85, evidenciando una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas, particularmente si se considera el número reducido de ítems en el factor Competencia comunicativa (Tabla 7).

| Factores | α Submuestra 1 | α Submuestra 2 |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|
| 1. Competencia académica | .914 | .917 |
| 2. Competencia comunicativa | .852 | .865 |

Tabla 7. Coeficientes de consistencia interna de cada uno de los factores obtenidos

| Modelo | Índice de Ajuste | | | | |
|-------------------------------------------|------------------|------|-------|-------|-------|
| | χ^2 | GFI | RMR | RMSEA | ECVI |
| Primera solución factorial (submuestra 2) | | | | | |
| Independiente (16 ítems) | 7207.468 * | .229 | 1.371 | .273 | 9.141 |
| Saturado (16 ítems) | 0 | 1 | 0 | | .343 |
| 2 factores (16 ítems) | 663.584 * | .895 | .155 | .083 | .921 |
| 2 factores (13 ítems) | 341.897 * | .933 | .134 | .074 | .500 |
| Segunda solución factorial (submuestra 1) | | | | | |
| Independiente (16 ítems) | 6399.019 * | .147 | 1.269 | .267 | 8.774 |
| Saturado (16 ítems) | 0 | 1 | 0 | | 0.371 |
| 2 factores (16 ítems) | 708.918 * | .887 | .156 | .090 | 1.057 |
| 2 factores (13 ítems) | 399.524 * | .920 | 1.55 | .085 | .619 |

Nota: * p < .01

Tabla 8. Medidas absolutas de ajuste 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 (16 ítems) | .126 | 0 | 0 | 0 |
| Saturado (16 ítems) | | | 1 | 1 |
| 2 factores (16 ítems) | .861 | .908 | .908 | .921 |
| 2 factores (13 ítems) | .905 | .941 | .941 | .952 |
| Segunda solución factorial (submuestra 1) | | | | |
| Independiente (16 ítems) | .147 | 0 | 0 | 0 |
| Saturado (16 ítems) | | | 1 | 1 |
| 2 factores (16 ítems) | .851 | .888 | .889 | .904 |
| 2 factores (13 ítems) | .886 | .920 | .923 | .934 |

Tabla 9. Medidas de ajuste incremental para los modelos generados.

| Modelo | Índice de Ajuste | | | |
|-------------------------------------------|------------------|------|---------|----------|
| | PNFI | PGFI | CMIN/GL | AIC |
| Primera solución factorial (submuestra 2) | | | | |
| Independiente (16 ítems) | 0 | .202 | 60.062 | 7239.468 |
| Saturado (16 ítems) | 0 | | | 272.00 |
| 2 factores (16 ítems) | .779 | .678 | 6.443 | 729.584 |
| 2 factores (13 ítems) | .772 | .656 | 5.342 | 395.897 |
| Segunda solución factorial (submuestra 1) | | | | |
| Independiente (16 ítems) | 0 | .218 | 53.325 | 6431.019 |
| Saturado (16 ítems) | 0 | | | 272.000 |
| 2 factores (16 ítems) | .763 | .672 | 6.883 | 774.918 |
| 2 factores (13 ítems) | .757 | .647 | 6.243 | 453.524 |

Tabla 10. Medidas de ajuste de parsimonia para los modelos generados.

Invariancia de la estructura factorial en las dos submuestras

Para analizar la invariancia 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 11) 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 invariancia, el resto de índices contradicen esta conclusión (GFI .927; CFI .943; RMSEA .056; AIC 849.426) lo que nos permite

aceptar el modelo base de la invariancia (modelo sin restricciones).

Añadiendo al modelo base restricciones sobre las cargas factoriales caracterizamos la invariancia métrica. Los valores que se recogen en la tabla 11 permiten aceptar este nivel de invariancia. El índice de ajuste general (GFI= .926) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA= .054) siguen aportando información convergente en esta dirección. Además, el criterio de información de Akaike (AIC= 846.114) y el índice comparativo de Bentler (CFI= .943) 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 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 invariancia factorial; la diferencia entre CFIs obtenida menor a .001 permite aceptar el modelo de invariancia métrica. Podemos concluir hasta ahora que las cargas factoriales son equivalentes en las dos submuestras.

Una vez demostrada la invariancia métrica entre las submuestras, pasamos a evaluar la equivalencia entre interceptos (invariancia factorial fuerte). Los índices (Tabla 11) muestran un buen ajuste de este modelo, tanto evaluado de modo independiente como analizándolo respecto a su anidamiento con el modelo de invariancia métrica. La diferencia entre los índices comparativos de Bentler es menor a .001; el índice de ajuste general es .925 y el error cuadrático medio de aproximación es .054. Aceptada la invariancia fuerte, los dos modelos evaluados son equivalentes respecto a los coeficientes factoriales y a los interceptos.

ISSN: (En trámite)

| Modelo | Índice de Ajuste | | | | | | |
|------------------------------|------------------|-----|------|------|------|-------|---------|
| | χ^2 | gl | GFI | NFI | CFI | RMSEA | AIC |
| Modelo sin restricciones | 741.426 * | 128 | .927 | .933 | .943 | .056 | 849.426 |
| Invariancia métrica | 760.114 * | 139 | .926 | .931 | .943 | .054 | 846.114 |
| Invariancia factorial fuerte | 763.082 * | 142 | .925 | .931 | .943 | .054 | 843.082 |

Nota: * p <.01

Tabla 11. Índices de bondad de ajuste de cada uno de los modelos

Análisis factorial confirmatorio

Ahora, 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. Sometiendo a prueba dos modelos, el modelo de dos factores de 16 ítems (que corresponde al modelo obtenido en el análisis factorial exploratorio) y un segundo modelo también de dos factores pero con 13 ítems (eliminado a 3 de los ítems que no fueron suficientemente bien explicados; con comunalidades inferiores a .3)

De acuerdo a los resultados de la Tabla 8 el análisis factorial confirmatorio el modelo de dos factores con 13 ítems es el de mejor ajuste absoluto (GFI .933 y RMSEA .074) y de acuerdo a las medidas de ajuste incremental y de parsimonia (Tablas 9 y 10) significativamente superior al modelo independiente y al modelo de dos factores de 16 ítems; 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 dos factores, con adscripciones de los ítems basados en análisis factorial confirmatorio de la submuestra 2 (2 factores 13 ítems). De acuerdo a los resultados de la Tabla 8, el segundo análisis factorial confirmatorio (submuestra 1) indica que el modelo de medición 13 ítems en dos factores es el más aceptable (GFI .920 y RMSEA .085) y de acuerdo a las medidas de ajuste incremental y de parsimonia (Tablas 9 y 10) significativamente superior al resto de los modelos y muy similar al modelo saturado.

Discusión

Como ya se explicó este proyecto es fundamentalmente un estudio de tipo descriptivo que intenta validar un instrumento de auto reporte para medir el autoeficacia académica en universitarios. De ahí que el contenido y la estructura del presente capítulo giren en torno a la consecución o no de este objetivo.

El análisis factorial exploratoria y confirmatoria del instrumento "Cuestionario de autoeficacia académica (CAA) llevado a cabo puso de manifiesto una estructura factorial de dos factores: Competencia Académica y Competencia Comunicativa. Llevando además, a eliminar 6 de los 19 ítems analizados. Los factores de ambas sub muestras evidenciaron una consistencia interna adecuada; así como una alta congruencia entre pares de factores, particularmente si se considera el número reducido de ítems en cada uno de ellos. Lo que significa que los resultados del modelo son plenamente confirmatorios.

Conclusiones

Se validó un instrumento de auto reporte que permiten identificar diferentes aspectos relacionados con la autoeficacia académica en

ISSN: (En trámite)

alumnos universitarios; lo cual puede ser aprovechado por el docente o tutor académico del estudiante para que esté establezca metas de logro para aumentar su autoeficacia, aproximándola a la deseada. Pudiendo potenciar así la percepción de autoeficacia en quienes aprenden, lo cual es de suma importancia; ya que como afirma Zeldin (2000), las personas tienden a desarrollar intereses sólidos y duraderos en aquellas áreas en las cuales se sienten mejor y han experimentado resultados positivos.

Tanto la composición factorial como la consistencia interna de las dos subescalas obtenidas a partir del Cuestionario de Autoeficacia Académica ofrecen índices aceptables que lo avalan como un instrumento de medida de la autoeficacia académica percibida suficientemente fiable y consistente como para ser utilizado tanto con fines educativos como en trabajos de investigación.

Referencias

Abalo, J., Lévy, J., Rial, A., & Varela, J. (2006). Invariancia 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*. USA: Marketing Department, SPSS Incorporated.

Beteta, M. C. (2008). Relación entre autoeficacia y el rendimiento escolar y los hábitos de estudio en alumnos de secundaria. *REICE*, 60-99.

Brown, S. D., Tramayne, S., Hoxha, D., Telander, K., Fan, X. y Lent, R. W., *Social cognitive predictors of college students*

'academic performance and persistence: a meta-analytic pathanalysis, *Journal of Vocational Behavior*, ISSN: 0001-8791 (en línea), 72 (3), 298-308, 2008. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jvb.2007.09.003>. Acceso: 3 de Agosto (2011).

Cattell, R. B. (1966). The meaning and strategic use of factor analysis. En R. Cattell (Ed.), *Handbook of multivariate experimental psychology*. Chicago: Rand McNally.

Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255.

Cliff, N. (1966). Orthogonal rotation to congruence. *Psychometrika*, 31, 33-42.

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.

Cureton, E. E., & D'Agostino, R. B. (1983). *Factor analysis: an applied approach*. London: Lawrence Erlbaum Associates.

Elosua, P., & Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenadas. *Psicothema*, 20(4), 896-901.

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.

Gutiérrez, M., Escartí, A. y Pascual, C., *Relaciones entre empatía, conducta pro social, agresividad, autoeficacia y responsabilidad personal y social de los escolares*, *Psicothema*, ISSN: 1886-144X

ISSN: (En trámite)

- (en línea), 23(1), 13-19, 2011.
www.psicothema.com/pdf/3843.pdf.
Acceso: 3 de agosto (2011).
- Sansinenea, y otros seis autores, Auto concordancia y autoeficacia en los objetivos personales: ¿Cuál es su aportación al bienestar?, *Anales de Psicología*, 24(1), 121-128, (2008).
- Kaiser, H. F. (1958). The varimax criterion for analytical rotation in factor analysis. *Psychometrika*, 23, 187-200.
- 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.
- Mulaik, S. A. (1972). *The foundations of factor analysis*. New York: McGraw-Hill.
- Nunnally, J., & Bernstein, I. (1995). *Teoría Psicométrica*. México: McGraw-Hill.
- Pajares, F., y Schunk, D. H., Self-Beliefs and School Success: Self-Efficacy, Self-Concept, and School Achievement. In R. Riding y S. Rayner (Eds.), *Perception*, pp. 239-266 Ablex Publishing, London (2001).
- Pérez, E., Cupani, M. y Ayllón, S., Predictores de rendimiento académico en la escuela media aptitudes, autoeficacia y rasgos de personalidad, *Avaliação Psicológica*, ISSN: 1677-0471 (en línea), 4(1), 1-11, 2005.
<http://pepsic.bvsalud.org/pdf/avp/v4n1/v4n1a02.pdf>. Acceso: 3 de agosto (2011).
- Pérez, E., Lezcano, C., Salazar, P., Furlám, L. y Martínez, M., Desarrollo y análisis psicométricos de un Inventario de Autoeficacia para Inteligencias Múltiples en Niños Argentinos. *Psicoperspectivas*, (en línea), 10 (1), 169-189, 2011.
<http://www.psicoperspectivas.cl/index.php/psicoperspectivas/article/viewFile/141/129>.
Acceso: 3 de Agosto (2011).
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. Understanding concepts and applications*. Washington, D C: American Psychological Association.
- Valiante, G., *Writing self-efficacy and gender orientation: A developmental perspective*, adissertation proposal. Emory University, Atlanta (2000).
- Vera, M., Salanova, M. y Martín-del-Río, B., Self-efficacy among university faculty: how to develop an adjusted scale, *Anales de Psicología*, 27(3), 800-807, (2011).
- Zeldin, A. (2000). *Review of career self-efficacy literature*. (Tesis doctoral). Universidad de Emory, Atlanta