

ESTRUCTURA INTERNA E INVARIANZA MÉTRICA DE LA ESCALA DE AUTOEFICACIA ACADÉMICA ASES

INTERNAL STRUCTURE AND METRIC INVARIANCE OF THE ACADEMIC SELF-EFFICACY SCALE ASES

Recibido: 8 de mayo de 2019 | Aceptado: 16 de julio de 2019

CARLOS CALDERÓN CARVAJAL ¹, BEATRIZ CARREÑO MENDOZA ²,
SONIA MICIN CARVALLO ², SERGIO URZÚA MARTÍNEZ ²

¹- UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL NORTE, Antofagasta, Chile; ²- UNIVERSIDAD SAN SEBASTIÁN, Concepción, Chile

ABSTRACT

Purpose: The study presents the results of the adaptation of an academic self-efficacy scale. Specifically, the purpose of the study was to analyse the internal structure of the translation and adaptation of the ASES scale by Chemers, Hu y García (2001). **Method:** 4950 Chilean university students participated. Additionally, to study the Equivalence/Invariance of Measurement between different groups of students, we have performed a factorial invariance analysis. **Results:** The results indicate that the scale has adequate psychometric properties; they also show the existence of a two-factor structure consistent from the substantive point of view and with an adequate statistical adjustment. Factorial invariance analysis shows the existence of metric invariance between the compared groups. **Conclusions:** The evidence shows the validity of the scores and their equivalence among groups of students.

KEY WORDS: Auto-efficacy, validity, factorial Analysis, equivalence/invariance of measurement.

CÓMO CITAR / HOW TO CITE

Calderón Carvajal, C., Carreño Mendoza, B., Micin Carvallo, S., & Urzúa Martínez, S. (2019). Estructura interna e invarianza métrica de la escala de autoeficacia académica ASES. *Salud & Sociedad*, 10(2), 164-172. doi: 10.22199/issn.0718-7475-2019-02-011

La Teoría de Autoeficacia de Bandura (1997) ha generado en los últimos años, un creciente cuerpo de investigación empírica en diversas áreas de las teorías cognitivas. Según esta teoría, las creencias de autoeficacia determinan la forma en que las personas piensan, sienten, se motivan y comportan. La teoría de la autoeficacia ha propuesto que todo comportamiento opera a través de un mecanismo común: las expectativas del individuo con respecto al dominio personal y éxito, frente a una determinada tarea (Bandura, 1997). La autoeficacia corresponde a un conjunto de creencias acerca de las propias capacidades para organizar y ejecutar los cursos de acción necesarios, que permiten alcanzar determinados resultados (Bandura, 1997; Schunk, 1991). Las creencias de autoeficacia estarían conformadas por dos tipos de expectativas; las expectativas de eficacia, la creencia de poder llevar a cabo una determinada conducta, y las expectativas de resultados, la creencia de que llevar a cabo determinada conducta, llevara a alcanzar determinado resultado (Maddux, Sherer & Rogers, 1982).

En el contexto educativo, la autoeficacia académica se refiere a la convicción subjetiva del estudiante de que es capaz de rendir satisfactoriamente frente a un objetivo y/o tarea de aprendizaje (Pintrich, 1999). Entre las variables cognitivas asociadas al aprendizaje, la autoeficacia académica ha mostrado ser un importante predictor de un conjunto de habilidades que se encuentran a la base de todo proceso formativo. Spormann y colaboradores (2015), mostraron que la autoeficacia logra predecir la planificación de estudios, el involucramiento y el deseo de aprender y la autogestión del aprendizaje. Adicionalmente, la evidencia previa muestra que la autoeficacia se relaciona significativa y positivamente con las metas de aprendizaje (Eg. Bell & Kozlowki, 2002; Phillips & Gully, 1997; Wolters, Yu & Pintrich, 1996; Schunk, 1991), y de forma negativa con los problemas para concentrarse de los estudiantes, impactando sobre sus posibilidades de

desarrollar un aprendizaje autorregulado (Pool-Cibrián, 2013).

También existe evidencia que muestra a la autoeficacia académica como un fuerte predictor de indicadores asociados al rendimiento académico (Multon, Brown & Lent, 1991; Schunk & Pajares, 2005). Por ejemplo, en un estudio reciente con universitarios, Feldman y Kubota (2015) obtuvieron correlaciones de hasta .59 entre el promedio acumulado de calificaciones (GPA en su acrónimo en inglés) y la autoeficacia académica, esta última medida con la Escala de Autoeficacia Académica (ASES) de Chemers, Hu y García (2001).

Dada la relevancia que tiene la autoeficacia en la predicción de habilidades presentes en el proceso de aprendizaje (Zimmerman & Schunk, 2008), así como también, en el rendimiento académico (Feldman y Kubota, 2015), es necesario contar con instrumentos fiables y válidos que evalúen la autoeficacia académica. Si bien se han desarrollado estudios de validación de escalas de autoeficacia (Eg. Cid, Orellana & Barriga, 2010), no hemos encontrado investigaciones en población latinoamericana, que evalúen las propiedades psicométricas de la escala ASES. Considerando estos elementos, el objetivo que tiene el presente trabajo, es evaluar las características psicométricas de la traducción y adaptación de la Escala de Autoeficacia Académica ASES, de Chemers, Hu y García (2001) en estudiantes universitario chilenos. El análisis se ha centrado en las evidencias de estructura interna y de Equivalencia/Invarianza de Medida, esta última necesarias para la validez de las comparaciones entre grupos (Messick, 1989; 1995).

MÉTODO

Participantes

La muestra estuvo constituida por 4950 estudiantes de las distintas sedes de la Universidad San Sebastián (Chile), de los

cuales 2207 (44.6%) cursan carreras del área de la salud, y 1321 (26.7%) estudiantes que cursan carreras de las ciencias sociales. El porcentaje restante corresponden a carreras de otras áreas de formación. En cuanto al sexo, 3123 fueron mujeres (63.1%) y 1827 fueron hombres (36.9%).

Instrumento

La Escala de Autoeficacia Académica ASES (Chemers, Hu & García, 2001), posee ocho ítems presentados en una escala Likert de siete puntos. El estudio original presentó indicadores adecuados de fiabilidad y validez, reportando una estructura factorial unidimensional. En nuestro estudio, la escala obtuvo un coeficiente alfa de Cronbach de .816 lo que sugiere que los reactivos son homogéneos y miden de forma consistente el constructo (Cortina, 2006).

Procedimiento

La Escala de Autoeficacia Académica fue presentada a los estudiantes como parte de una iniciativa institucional que pretendía conocer algunas de las características de los estudiantes que ingresaban a la Universidad. La aplicación del instrumento se realizó de forma presencial y en grupos de 25 personas aproximadamente. Los estudiantes fueron contactados en las salas de clases y llevados a los laboratorios de computación de la Universidad, donde se les informó del estudio, solicitó el consentimiento informado e indicó el procedimiento de aplicación.

Análisis

El estudio de la estructura interna del instrumento se realizó en tres etapas. Hemos dividido la muestra de manera aleatoria y comparado los resultados obtenidos de un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y un análisis Factorial Confirmatorio (AFC) con el propósito de realizar una validación cruzada (Brown, 2006). Además, realizamos un Análisis Factorial Confirmatorio Multi-grupo (AFCM) con el objetivo de evaluar la Equivalencia/Invarianza de Medida (E/IM) de

este instrumento entre distintos grupos de estudiantes. Con este propósito, hemos contrastado la invarianza factorial entre el grupo de estudiantes pertenecientes a carreras de las ciencias sociales y del área de la salud. Esto bajo el supuesto que estos grupos de estudiantes tendrían distintos intereses y características académicas. El interés en evidencia que soporte la E/IM es debida a que esta propiedad es condición necesaria para que las puntuaciones tengan el mismo significado en los distintos grupos, y junto con ello, que las comparaciones que se hagan entre los grupos sean válidas (Messick, 1989; 1995).

RESULTADOS

El análisis de la estructura interna y de E/IM de la escala ASES lo hemos llevado a cabo en tres etapas. Hemos dividido la muestra de manera aleatoria en dos grupos. En la primera etapa hemos realizado un AFE sobre la primera de las submuestra con el propósito de explorar la estructura interna. En segundo lugar hemos realizado un AFC sobre la segunda submuestra, contrastando los modelos sugeridos en la etapa anterior, esto siguiendo las recomendaciones de Izquierdo, Olea y Abad (2014). El propósito de ambos análisis es realizar una validación cruzada comparando los resultados de ambas estrategias de análisis. Este procedimiento se realiza sobre dos muestras distintas formadas de manera aleatoria con el propósito de evitar la capitalización del azar (Luijben, 1989). Por último, en una tercera etapa hemos realizado un AFCM para determinar la invarianza de medida del modelo obtenido en la etapa previa. Este análisis lo hemos llevado a cabo entre dos submuestra de estudiantes, uno conformado por estudiantes de carreras del área de la salud, y el otro grupo conformado por estudiantes de carreras del área de las ciencias sociales. El análisis estadístico de los datos fue realizado el programa SPSS v23 y Factor v4 para el caso de AFE, y el programa Mplus v7 para el AFC y AFCM.

Análisis Factorial Exploratorio (AFE)

En una primera etapa hemos realizado un AFE sobre la primera submuestra seleccionada de manera aleatoria. El modelo fue estimado a través del Método de estimación de Máxima Verosimilitud (ML), debido a sus propiedades asintóticas y cálculo del estadístico de bondad de ajuste χ^2 . Para determinar el número de factores nos hemos valido de dos criterios; el Análisis Paralelo (AP) de Horn (1965), implementado en el programa Factor v4 (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2006), y las diferencias en el ajuste de modelos anidados.

Los resultados del APⁱ muestran que el autovalor empírico del segundo factor real (1.013) se encuentra muy cercano al promedio (1.053) y al percentil 95 (1.072) de los segundos autovalores aleatorios. A partir

del tercer factor, los autovalores empíricos (.780) se encuentran sensiblemente por debajo de la media (1.029) y del percentil 95 (1.072) de los autovalores aleatorios. Dado estos resultados, hemos decidido estudiar la diferencia en el ajuste entre los modelos de uno y dos factores.

Para determinar cuál de las dos soluciones es la más adecuada, hemos obtenido los estadísticos de bondad de ajuste χ^2 para ambas soluciones. Además, hemos obtenido el estadístico RMSEA, el cual corrige el efecto del tamaño de la muestra sobre χ^2 . Para estudiar la diferencia en el ajuste entre ambos modelos hemos calculado la diferencia entre los valores de los estadísticos χ^2 , la cual se distribuye según la diferencia entre los grados de libertad de ambos modelos. Los resultados se presentan en la Tabla 1.

TABLA 1.
Índices de bondad de ajuste para los modelos anidados en el AFE.

	χ^2	gl	Valor-p	RMSEA (IC ₉₀)	$\Delta\chi^2$	Δgl	Δ valor-p
Un factor	478,957	20	.000	.096 (.089 - .104)			
Dos factores	130.401	13	.000	.060 (.051 - .070)	348.556	7	.000

En primer lugar, podemos ver que ambas soluciones nos llevan al rechazo de la hipótesis de ajuste ($p < .05$). No obstante, es necesario interpretar este resultado con cautela, debido a los problema de sensibilidad del estadístico χ^2 . El panel izquierdo presenta la diferencia en el ajuste entre ambos modelos. Los resultados muestran que el valor de la diferencia es estadísticamente significativa ($p < .05$), lo que implica que existe un aumento significativo del ajuste con el modelo de dos factores. Adicionalmente podemos ver que para el modelo de dos factores, RMSEA alcanza un valor de .06, y que su límite superior (90%), se encuentra por debajo del valor recomendado (.08). Por otro lado, los resultados del modelo de un factor presentan un claro desajuste ($RMSEA > .08$). A diferencia del estudio original, que propone

un modelo unidimensional, y de acuerdo a estos resultados, es posible afirmar que el modelo que mejor ajusta es el modelo de dos factores. Por tanto, para la obtención de la matriz factorial hemos forzado la solución a dos factores y realizado una rotación con el método Promax, asumiendo la relación entre los factores (Tabla 2).

El factor 1, logra explicar el 36.22% de la varianza total y en él saturan los ítems 5, 6, 7 y 8. Este factor sería análogo a una dimensión de evaluación global del rendimiento o de expectativas de resultados. El factor 2 explica casi el 5.12% de la variabilidad, y en él saturan los ítems 1, 2, 3 y 4. Este factor sería análogo a una dimensión de autoeficacia de ejecución o de expectativas de eficacia, ya que todos sus ítems poseen contenidos con respecto a la

evaluación de la ejecución de una acción concreta (tomar apuntes, organizar el tiempo, realizar investigaciones, etc.). A la luz de estos resultados, en la segunda etapa hemos decidido estudiar la estructura

encontrada a través del AFC. Esta estructura es coherente con los dos tipos de expectativas propuestas por Maddux, Sherer y Rogers (1982).

TABLA 2.

Matriz factorial rotada del modelo de dos factores en el AFE.

	Factores		Comunalidad
	1	2	
1. Sé cómo organizar mi tiempo para cumplir con una tarea académica.		.432	.407
2. Sé cómo tomar apuntes.		.663	.388
3. Sé cómo estudiar para que me vaya bien en una prueba.		.800	.601
4. Soy bueno haciendo trabajos escritos y de investigación		.309	.301
5. Soy un muy buen estudiante.	.770		.621
6. Normalmente obtengo muy buenas notas de mis trabajos académicos.	.711		.540
7. Encuentro que mis actividades académicas son			
8. interesantes y apasionantes.	.555		.259
9. Me siento seguro(a) de que podré enfrentar con éxito todas			
10. las exigencias que se me presenten en la universidad.	.409		.191
Porcentaje de varianza explicada	36.22	5.12	41.34
α de Cronbach	.719	.710	.807

Nota: Método de extracción; Máxima verosimilitud. Método de rotación; Promax. Se han suprimido las saturaciones factoriales inferiores a .30

Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)

Para contrastar los resultados obtenidos a través de AFE, hemos analizado la segunda submuestra a través del AFC. Del mismo modo que en la etapa anterior hemos ajustado dos modelos anidados. Un modelo unifactorial, siguiendo la propuesta del estudio original y un modelo de dos factores, según los resultados obtenidos en la etapa previa. Para ajustar los modelos hemos utilizado el método de estimación ML a través

del programa Mplus. Para la evaluación del ajuste, utilizamos el estadístico χ^2 el cual complementamos con los índices de ajuste comúnmente utilizado en investigación; CFI de Bentler (1990), el RMSEA de Steinger y Lind (1980) y el SRMR de Bentler (1990). Como puntos de corte, hemos utilizado los propuestos Hu y Bentler (1999) (CFI<.95; RMSEA<.08 y SRMR<.06). Los resultados del ajuste de los modelos anidados son presentados en la Tabla 3.

TABLA 3.

Índices de bondad de ajuste para los modelos anidados en el AFC.

	χ^2	gl	Valor-p	$\Delta\chi^2$	Δ gl	Δ valor-p	CFI	RMSEA (IC ₉₀)	SRMR
Un factor	500.578	20	.000				.916	.099 (.091 - .106)	.043
Dos factores	282.141	19	.000	218.437	1	.000	.954	.075 (.067 - .083)	.035

De la Tabla 3 podemos destacar tres resultados relevantes. En primer lugar, el modelo unidimensional presenta un claro desajuste a los datos (CFI<.95; RMSEA>.08). Por otro lado, la diferencia en el ajuste según χ^2 nos muestra la existencia de diferencias estadísticas significativas entre ambos modelos. Finalmente, tanto CFI

(>.95), RMSEA (<.08) y SRMR (<.06) nos muestran que el modelo de dos factores posee un ajuste aceptableⁱⁱ.

Análisis Factorial Multigrupo (AFCM)

Con el propósito de evaluar la invarianza de la solución encontrada tras el análisis de

estructura interna, hemos llevado a cabo un AFCM entre el grupo de estudiantes de ciencias de la salud y ciencias sociales. El modelo especificado corresponde al modelo de dos factores correlacionados. Para estudiar la existencia de diferencias significativa del ajuste entre el modelo base y los sucesivos modelos anidados, más restrictivos (configural, saturaciones factoriales e interceptos) se analizan las diferencias entre los valores de los estadísticos χ^2 de los distintos niveles de

invarianza que se comparan. De forma similar a las comparaciones intra-grupo, la invarianza de los parámetros se mantiene si la diferencia de χ^2 no es estadísticamente significativa ($\Delta\chi^2 = \chi^2_{\text{anidado}} - \chi^2_{\text{base}}$) según los grados de libertad de la diferencia ($\Delta\text{gl} = \text{gl}_{\text{anidado}} - \text{gl}_{\text{base}}$) a un nivel de significación $p < .05$. Para el resto de los índices de bondad de ajuste, consideraremos los criterios propuestos por Chen (2007) de $\Delta\text{CFI} < 0,010$; $\Delta\text{RMSEA} < 0,010$ y $\Delta\text{SRMR} < 0,025$.

TABLA 4.

Índices de bondad de ajuste para los distintos niveles de invarianza (modelos anidados) en el AFCM.

	χ^2	gl	Valor-p	$\Delta\chi^2$	Δgl	$\Delta\text{valor-p}$	CFI	RMSEA (IC ₉₀)	SRMR
Configural (modelo base)	411.145	38	.000				.952	.075 (.068-.081)	.035
Métrica (saturaciones)	426.289	44	.000	15.144	6	.019	.951	.070 (.064-.076)	.039
Escalar (interceptos)	533.112	50	.000	106.823	6	.000	.938	.074 (.068-.080)	.045

La Tabla 4 muestra los índices de ajuste para los distintos niveles de invarianza, así como el test de diferencia de χ^2 entre el modelo configural y sus correspondientes modelos anidados. De la tabla 4 podemos desprender dos importantes resultados. En primer lugar, los índices de bondad de ajuste muestran un ajuste adecuado del modelo configural (CFI > .95; SRMR < .08; RMSEA < .08) lo cual es evidencia de la igualdad de la forma de la estructura factorial en ambos grupos. En segundo, el mantenimiento de la hipótesis de igualdad entre el modelo configural y el métrico ($\Delta\text{valor-p} > .01$), así como la no existencia de diferencias significativas entre estos niveles según el resto de los índices de ajuste ($\Delta\text{CFI} < .01$; $\Delta\text{RMSEA} < .01$; $\Delta\text{SRMR} < .025$), nos muestran el cumplimiento de la igualdad en los valores estimados de las saturaciones factoriales. Este hallazgo evidencia la existencia de E/IM entre ambos grupos. La igualdad de las saturaciones factoriales, también llamada invarianza métrica (Dimitrov, 2010), aseguraría que las medias de los factores latentes, calculados a partir

de las respuestas a los ítems, tendría el mismo significado en los distintos grupos, lo que hace válidas las comparaciones realizadas entre ellos.

DISCUSIÓN

El propósito de este trabajo fue presentar los resultados de la traducción y adaptación a población universitaria chilena de la Escala de Autoeficacia Académica ASES de Chemers, Hu y García (2001), el cual no contaba con estudios en población latinoamericana. Los análisis psicométricos se han centrado en el estudio de la estructura interna de la escala en una muestra de estudiantes universitarios y el análisis de la E/IM a través del análisis de invarianza factorial con un grupo de estudiantes de carreras del área de la salud y un grupo de estudiantes de carreras de vinculadas a las ciencias sociales.

Los resultados que hemos presentado son auspiciosos. A pesar que el estudio original propone una estructura

unidimensional, la estructura bidimensional encontrada es coherente y lógica desde el punto de vista sustantivo. El contenido sustantivo de las nuevas dimensiones encontradas es análogo a los dos tipos de expectativas, que según Maddux, Shererm y Rogers (1982), conformaría la autoeficacia; expectativas de resultados y expectativas eficacia.

Adicionalmente, los resultados de los análisis de invarianza muestran la existencia de igualdad de las saturaciones factoriales entre los grupos de ciencias de salud y ciencias sociales. Este hallazgo es relevante ya que la igualdad de las saturaciones o coeficientes de regresión, asegura que las unidades de cambio entre las distintas alternativas de los ítems y los factores latentes sean los mismos en los grupos que se comparan. De esta forma, la existencia de invarianza de medida entre la muestra de estudiantes de salud y ciencias sociales, aseguraría la validez en las comparaciones entre ambos grupos.

En síntesis, podemos concluir que la escala ASES en un instrumento fiable y válido, lo que avalaría su uso para medir la autoeficacia académica de los estudiantes universitarios. Esto resulta relevante tanto para el ámbito aplicado como para futuras investigaciones en contextos universitarios, ya que como hemos señalado, la autoeficacia constituye una variable importante para predecir habilidades que se encuentran a la base del proceso de aprendizaje y del rendimiento académico que pueden alcanzar los estudiantes.

Agradecimientos

Esta investigación fue llevada a cabo con el financiamiento y patrocinio del Instituto de Rendimiento y Apoyo al Estudiante (CREAR) de la Universidad San Sebastián, Chile, y en el marco de proyecto FONDECYT 11150182.

REFERENCIAS

- Bandura A. (1997). *Self-Efficacy: The Exercise of Control*. New York: Worth Publishers Ltda.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indices in structural equation models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238 – 246. doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238
- Bell, B. S. & Kozlowski, W. J. (2002). Goal orientation and ability: Interactive effects on self-efficacy, performance, and knowledge. *Journal of Applied Psychology*, 87(3), 497-505. doi.org/10.1037/0021-9010.87.3.497
- Brown, T. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York: Guilford press.
- Chemers, M. M., Hu, L. & García, B. F. (2001). Academic self-efficacy and first-year college student performance and adjustment. *Journal of Educational Psychology*, 93(1), 55-64. doi:10.1037//0022-0663.93.1.55 2001.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464–504. https://doi.org/10.1080/10705510701301834
- Cid, P. Orellana, A. & Barriga O. (2010). Validación de la escala de autoeficacia general en Chile. *Revista Médica de Chile*, 138(5), 55–557. doi: 10.4067/S0034-98872010000500004
- Cortina, J. M. (1993). What is the coefficient alfa? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78(1), 98-104. doi.org/10.1037/0021-9010.78.1.98
- Dimitrov, D. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validity. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development* 43(2), 121-149. doi:10.1177/0748175610373459
- Feldman, D. & Kubota, M. (2015). Hope, self-efficacy, optimism, and academic achievement: Distinguishing constructs and levels of specificity in predicting

- college grade-point average. *Learning and Individual Differences*, 37(1), 210-216. doi:10.1016/j.lindif.2014.11.022
- Horn, J.L. (1965). On the use of random variables in factor analysis. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 19(1): 127 – 129. doi:10.1111/j.2044-8317.1966.tb00361.x
- Hu, L-T. & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. doi.org/10.1080/10705519909540118
- Izquierdo, I. Olea, J. & Abad, F.J. (2014). Exploratory factor analysis in validation studies: Uses and recommendations. *Psicothema*, 26(3), 395-400. doi: 10.7334/psicothema2013.349
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P.J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavioral Research Methods, Instruments and Computers*, 38(1), 88-91. doi.org/10.3758/bf03192753
- Luijben, T (1989). *Statistical Guidance for Model Modification in Covariance Structure Analysis*. Amsterdam: Sociometric Research Foundation.
- Maddux, J. Shererm, M. & Rogers, R. (1982). Self-efficacy expectancy and outcome expectancy. *Cognitive Therapy and Research*, 6(2), 207-211. doi.org/10.2466/pr0.1982.51.2.663
- Messick S. (1989). *Validity*. En: Linn R.L., (Ed). Educational Measurement. New York: American Council of Education/Macmillan. pp. 13-103.
- Messick S. (1995). Validity of psychological assessment: Validation of inferences from persons' responses and performances as scientific inquiry into score meaning. *American Psychologist* 50(9), 741-9. doi.10.1037/0003-066X.50.9.741
- Multon K.D., Brown, S.D. & Lent, R.W. (1991). Relation of self-efficacy beliefs to academic outcomes: A meta-analytic investigation. *Journal of Counseling Psychology*, 38(1), 30-38. doi:10.1037/0022-0167.38.1.30
- Phillips, J. M. & Gully, S. M. (1997). Role of goal orientation, ability, need for achievement, and locus of control in the self-efficacy and goal-setting process. *Journal of Applied Psychology*, 82(5), 792-802. doi.org/10.1037/0021-9010.82.5.792
- Pintrich P.R. (1999). The role of motivation in promoting and sustaining self-regulated learning. *International Journal of Educational Research*, 31(6): 459–70. doi:10.1016/S0883-0355(99)00015-4
- Pool-Cibrián W. J. & Martínez-Guerrero, J. L. (2013). Autoeficacia y uso de estrategias para el aprendizaje autorregulado en estudiantes universitarios. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 15(3). http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1607-40412013000300002&lng=es&tlng=es
- Schunk D.H. (1991). Self-efficacy and academic motivation. *Educational Psychologist*, 26(3-4): 207–31. doi:10.1080/00461520.1991.9653133
- Schunk, D. & Pajares, F. (2005). Competence beliefs in academic functioning. In: Elliot AJ, Dweck C, Editors, *Handbook of Competence and Motivation*. New York: Guilford Press. p. 85–104.
- Spormann C, Pérez C, Fasce E, Ortega B, Bastías N. Bustamante, C. & Ibañez, P. (2015) Predictores afectivos y académicos del aprendizaje autodirigido en estudiantes de medicina. *Revista Médica de Chile*, 143(3), 374-82. doi: 10.4067/S0034-98872015000300013
- Steiger, J. H. & Lind, J. C. (1980). *Statistically based tests for the number of common factors*. Trabajo presentado en el Annual Meeting of the Psychometric Society, Iowa City, IA.
- Wolters, C. A. Yu, S. L. & Pintrich, P. R. (1996). The relation between goal orientation and students' motivational beliefs and self-regulated learning. *Learning and Individual Differences*,

8(3), 211-238. doi.org/10.1016/S1041-6080(96)90015-1

Zimmerman, B. & Schunk, D. (2008). Motivation: An essential dimension of self-regulated learning. En: Schunk D.H., Zimmerman B.J., (Ed). *Motivation and Self-Regulated Learning: Theory, Research and Application*. New Jersey: Laurence Erlbaum. p. 1-30.

Todos los trabajos publicados en **Revista Salud & Sociedad (ISSN:0718-7475)** están sujetos a una licencia Creative Commons Reconocimiento 4.0 Internacional



RESUMO

Objetivo O estudo apresenta os resultados da adaptação de uma escala de autoeficácia acadêmica. Especificamente, o objetivo do estudo foi analisar a estrutura interna da tradução e adaptação da escala ASES por Chemers, Hu y García (2001). Método: Participaram 4950 estudantes universitários chilenos. Adicionalmente, para o estudo da Equivalência/Invariância de Medidas entre diferentes grupos de alunos, realizou-se uma análise fatorial de invariância. Resultados: Os resultados indicam que a escala tem propriedades psicométricas adequadas; também mostram a existência de uma estrutura de dois fatores consistente do ponto de vista substantivo e com um ajuste estatístico adequado. A análise de invariância fatorial mostra a existência de invariância métrica entre os grupos comparados, Conclusões: As evidências mostram a validade dos escores e sua equivalência entre os grupos de alunos.

PALAVRAS-CHAVE: Autoeficácia, validação, análise fatorial, equivalência/invariância de medida.

RESUMEN

Objetivo: Este estudio tiene como propósito analizar la estructura interna de la traducción y adaptación de la escala ASES de Chemers, Hu y García (2001). Método: Participaron 4950 estudiantes universitarios chilenos. Para estudiar la Equivalencia/Invarianza de Medida entre distintos grupos de estudiantes, hemos realizado un análisis de invarianza factorial. Resultados: Los resultados indican que la escala tiene propiedades psicométricas adecuadas; además muestran la existencia de una estructura de dos factores consistente desde el punto de vista sustantivo y con un ajuste estadístico adecuado. El análisis de invarianza factorial muestra la existencia de invarianza métrica entre los grupos comparados, Conclusiones: La evidencia muestra la validez de las puntuaciones y su equivalencia entre grupos de estudiantes.

PALABRAS CLAVE: Autoeficacia, validación, análisis factorial, equivalencia/invarianza de medida.

i Para detalles de la figura de AP, puede consultar con los autores.

ii Para detalles del diagrama path del modelo y el valor de las saturaciones consultar con los autores.