

Propiedades Psicométricas de la Escala de Autoconcepto Académico (EAA) en Estudiantes Chilenos

Psychometric Properties of the Academic Self-Concept Scale (ASCS) Applied to Chilean Students

José Luis Gálvez-Nieto¹, Karina Polanco² y Sonia Salvo³

Resumen

El objetivo de esta investigación fue presentar evidencias de validez, fiabilidad e invarianza factorial de la Escala de Autoconcepto Académico en adolescentes chilenos. Se analizó una muestra de 761 adolescentes de ambos sexos (45.6% hombres, 54.4% mujeres), con un promedio de edad de 16.3 años (DT=1.374), pertenecientes a 11 establecimientos educativos de la Región de la Araucanía de Chile. La estructura de la escala fue comprobada a través de análisis factorial exploratorio, análisis factorial confirmatorio y análisis multigrupo, utilizando el procedimiento de muestras cruzadas. Los resultados obtenidos evidencian adecuadas propiedades psicométricas para su uso en Chile, manteniendo una estructura de dos factores correlacionados; Rendimiento Académico y Autoeficacia Académica, que explicaron 47.41% de la varianza del constructo. El análisis multigrupo reveló que la escala se mantiene invariante hasta el nivel de medias latentes ($\Delta SB-\chi^2=28.061$, $p=.258$; $\Delta CFI=-.004$). La escala presentó adecuados índices de fiabilidad.

Palabras clave: autoconcepto, propiedades psicométricas, autoeficacia académica, rendimiento académico

Abstract

The aim of this study was to provide evidence of validity, reliability and factorial invariance of the Academic Self-Concept Scale applied to Chilean adolescents. The sample comprised 761 adolescents of both genders (45.6% boys and 54.4% girls) with a mean age of 16.3 years (SD=1.374) from 11 schools in the Araucanía Region of Chile. The factor structure of the scale was tested by exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis and multi-group analysis using cross sampling. The results showed adequate psychometric properties for use in Chile while maintaining a structure of two correlated factors: academic performance and academic self-efficacy, which together accounted for 47.41% of the variance of the construct. The multigroup analysis revealed that the scale remained invariant to the level of latent means ($\Delta SB-\chi^2=28.061$, $p=.258$; $\Delta CFI=-.004$). The scale presented adequate indices of reliability for internal consistency and homogeneity.

Keywords: self-concept, psychometric properties, academic performance, academic self-efficacy

Este artículo reporta los resultados de una investigación original que ha sido financiada por la Dirección de Investigación de la Universidad de La Frontera. Proyecto DIUFRO N° DI09-0066.

¹ Doctor en Ciencias de la Educación. Universidad de La Frontera, Académico Departamento de Trabajo Social. Investigador del Laboratorio de Investigación en Ciencias Sociales Aplicadas (LICSA). Avenida Francisco Salazar 01145, Temuco, Chile. Teléfono:+56-045-2325678. Correo: jose.galvez@ufrontera.cl

² Magíster en Estudios y Desarrollo de la Familia. Universidad de la Frontera. Avenida Francisco Salazar 01145, Temuco, Chile. Teléfono: +56-045-2325670. Correo: k.polanco01@ufromail.cl

³ Doctora en estadística. Universidad de La Frontera, Académica Departamento de Matemática. Investigador del Laboratorio de Investigación en Ciencias Sociales Aplicadas (LICSA). +56-045-2325670. Correo: sonia.salvo@ufrontera.cl

Introducción

El autoconcepto escolar es un constructo de gran relevancia en el ámbito escolar (Craven & Marsh, 2008; Garaigordobil & Durá, 2006). Diversas investigaciones han pretendido identificar y evaluar los factores asociados a la escuela, el logro académico y el desarrollo integral de los estudiantes (Anitha & Parameswari, 2013; Chen, Hwang, Yeh, & Lin, 2012; Inglés, Martínez-Monteagudo, García-Fernández, Valle, & Castejón, 2015, Murillo & Hernández-Castilla, 2011;), teniendo en cuenta que es necesario integrar variables de carácter socio-afectivo para explicar fenómenos de interés y no sólo variables de tipo cognitivo (Murillo & Hernández-Castilla, 2011).

El autoconcepto es definido como la valoración que una persona realiza de sus características, habilidades y acciones (Woolfolk, 2001). Se vincula con un mejor ajuste psicológico, buena competencia personal y con menor aparición de problemas comportamentales (Cazalla-Luna & Molero, 2013; Fuentes, García, Gracia, & Lila, 2011; Molero, Zagalaz, & Cachón, 2013), con menor depresión y mayor tolerancia al estrés (Garaigordobil & Dura, 2006), mayor satisfacción con la vida (Ayub, 2010; Moreno, Estévez, Murgui, & Musitu, 2009), emociones positivas como el orgullo (Bieg, Goetz, & Lipnevich, 2014) y mayor rendimiento académico (Anitha & Parameswari, 2013; Martín-Antón, Carbonero, & Román, 2012; Marsh & Craven, 2006; Marsh & Martin, 2011; Miñano, Cantero, & Castejón, 2008; Nagengast & Marsh, 2012; Niepel, Brunner, & Preckel, 2014; Pekrun, 2006; Preckel, Niepel, Schneider, & Brunner, 2013; Seaton, Parker, Marsh, Craven, & Yeung, 2014; Viljaranta, Tolvanen, Aunola, & Nurmi, 2014).

Cabe señalar, que el autoconcepto se puede considerar como un constructo global, o bien, como multidimensional distinguiéndose diferentes factores (García, Musitu, & Veiga, 2006; Marsh & Hau, 2003; Shavelson, Hubner, & Stanton, 1976). El autoconcepto académico, visto como un constructo global, es una de las creencias más importantes que tienen los estudiantes sobre sí mismos vinculadas con la escuela (Bieg, Goetz, & Lipnevich, 2014; Marsh & Martin, 2011).

El autoconcepto escolar representa cómo se siente el estudiante respecto de sí mismo en relación al ámbito escolar y sus progresos académicos (Bracken, 2009; Nagengast & Marsh, 2012). Según Bracken (2009) entre los factores que conforman el autoconcepto académico, se encuentran el éxito y los fracasos en los aprendizajes esperados, la facilidad o dificultad que experimenta el estudiante al aprender los contenidos, la relación que establezca con los integrantes de la comunidad educativa y valoración de sus contribuciones.

Recientes investigaciones relacionan este constructo con las decisiones que toman los estudiantes, en cuanto a la persistencia y el esfuerzo con que enfrentan las actividades escolares y el aprendizaje (Arens, Yeung, Craven, & Hasselhorn, 2011). También se asocia con el establecimiento de relaciones adecuadas entre pares, con las expectativas académicas de la familia, con el trabajo escolar (Calero, Dalley, Fernandez, Davenport-Dalley, Morote, & Tatum, 2014) y las aspiraciones futuras del adolescente (Nagengast & Marsh, 2012; Prince & Nurius, 2014).

En cuanto a las diferencias de género, se advierten resultados distintos. Goetz, Bieg, Lüdtke, Pekrun y Hall (2013) plantean que las mujeres poseen menor nivel de autoconcepto académico respecto de los varones. Estos resultados coinciden con la investigación realizada por Pastor, Balaguer y García-Merita (2003). Por el contrario, otras investigaciones plantean que las mujeres manifestarían mayor nivel de autoconcepto académico en comparación con los varones (Cerrato, Sallent, Aznar, Pérez, & Carrasco, 2011; Malo, Bataller, Casas, Gras, & González, 2011; Padilla, García, & Suárez, 2010). Otros hallazgos han evidenciado que hombres y mujeres no presentan diferencias en autoconcepto académico (Amezcuea & Pichardo, 2000; Costa & Taberner, 2012; Ghazvini & Khajehpour, 2011; Gupta, 2014; Pauriyal, Sharma, & Gulati, 2010; Rusillo & Arias, 2004).

Cabe destacar el rol que poseen los profesores en el desarrollo de un autoconcepto positivo (Bakadorova & Raufelder, 2014; Mih & Mih, 2013; Preckel et al., 2013). En este contexto, la retroalimentación del docente favorece el estado

de ánimo de los alumnos que poseen un menor nivel de autoconcepto, mientras que aquellos que perciben un autoconcepto positivo, orientan mayores esfuerzos a la tarea (Baadte & Schnotz, 2014).

A raíz de lo anteriormente señalado, se plantea que si se favorece el desarrollo de un autoconcepto académico positivo se puede mejorar el desempeño de los estudiantes (Marsh & Craven, 2006), teniendo en cuenta que el autoconcepto académico es un predictor más relevante para explicar el logro académico, que las habilidades específicas que tenga el estudiante en un dominio determinado (Brunner, Lüdtke, & Trautwein, 2008; Chen et al., 2012).

En Chile, ha existido interés por estudiar el autoconcepto asociado a distintas variables (González, Leal, Segovia, & Arancibia, 2012; Hernández et al., 2011; Murillo & Hernández-Castilla, 2011; Rodríguez-Fernández, Droguett, & Revuelta, 2012; Rodríguez-Fernández & Villaruel, 2001). También se han realizado estudios psicométricos en escalas que evalúan el autoconcepto de manera multidimensional (García, Musitu, Riquelme, & Riquelme, 2011; Véliz & Apodaca, 2012). Sin embargo, se evidencian escasas investigaciones que evalúen el autoconcepto académico de forma específica (Arancibia, Maltés, & Álvarez, 1990).

Considerando la evidencia nacional e internacional, este artículo analiza los niveles de validez, fiabilidad e invarianza factorial de la Escala de Autoconcepto Académico (Schmidt, Messoulam, & Molina, 2008), en una muestra de estudiantes adolescentes chilenos, aportando

evidencias psicométricas consistentes para su uso en este contexto.

Método

Participantes

La población definida en el estudio se conformó por los establecimientos municipales y particulares subvencionados de las comunas de Temuco y Padre las Casas de la Región de la Araucanía de Chile, que totalizaron 20,971 estudiantes matriculados.

La selección de los participantes se realizó mediante un muestreo probabilístico estratificado, con una confiabilidad del 95%, un 3,56% de error de muestreo y una varianza $p=q=.5$ (Scheaffer, Mendenhall, & Ott, 1987). Participaron del estudio un total de 761 estudiantes adolescentes, que provenían de 11 establecimientos de la Región de la Araucanía de Chile (45.6% hombres y 54.4% mujeres), con un promedio de edad de 16.3 años ($DT=1.374$). A continuación se presenta la Tabla de estratificación según variables sociodemográficas de la población y el resultado muestreo.

Instrumento

La escala de Autoconcepto Académico (EAA) creada originalmente en Argentina por Schmidt, Messoulam y Molina (2008), es una escala de autorreporte que evalúa la confianza y autoeficacia académica percibida por el estudiante.

Tabla 1. Población y muestra

Tipo	Matricula	% Poblacional	Muestra	% Muestral	Total Representado
Científico Humanista	12,915	61.6	434	57.0	3.4
Técnico profesional	8,056	38.4	327	43.0	4.1
Total	20,971	100%	761	100%	3.6
Urbano	19,545	93.2	675	88.7	3.5
Rural	1,426	6.8	86	11.3	6.0
Total	20,971	100%	761	100%	3.6
Particular Subvencionado	16,443	78.4	712	93.6	4.3
Municipal	4,528	21.6	49	6.4	1.1
Total	20,971	100%	761	100%	3.6

Se compone de 14 ítems a los que se responde mediante una escala de cinco puntos (1=totamente en desacuerdo, 5=totamente de acuerdo). La EAA se compone de dos factores: Rendimiento Académico, se refiere a la percepción de rendimiento actual y posibles dificultades para el aprendizaje (ítems: 3, 7, 8, 9, 10, 11, 14) y Autoeficacia Académica, referido a la percepción de las propias capacidades académicas (ítems: 1, 2, 4, 5, 6, 12, 13).

Las evidencias de validez (Schmidt, Messoulam, & Molina, 2008), mostraron que la EAA explica un 43% de la varianza; el factor Rendimiento Académico un 23.6% y el factor Autoeficacia Académica un 19.4%. La fiabilidad por consistencia interna, medida a través del coeficiente alfa de Cronbach presentó niveles aceptables, tanto para el factor Rendimiento académico alfa de Cronbach =.68, como para el factor Autoeficacia Académica alfa de Cronbach =.75.

Procedimiento

Una vez calculada la muestra y seleccionados los establecimientos, se tomó contacto con los directores de los centros educativos y se solicitó autorización para aplicar los cuestionarios. Además se realizaron reuniones informativas con padres y apoderados, para obtener el consentimiento informado y resguardar los principios éticos del proyecto. La escala se aplicó durante la primera hora de clases, los estudiantes que accedieron a participar lo hicieron de manera voluntaria y anónima.

Como la EAA no presentaba evidencias de validación en el contexto chileno, los ítems de la escala se sometieron a revisión de pertinencia lingüística (tres jueces expertos). La selección de los jueces expertos se basó en dos criterios generales, conocimiento de la variable en estudio y conocimiento de realidad de Chile y Argentina. Los resultados empíricos de esta revisión indicaron que los ítems 2 y 8 debían modificar el concepto “materia” por “asignatura”.

Análisis de datos

Para entregar evidencias de validez cruzada y estabilidad de los resultados, se dividió la muestra en dos mitades aleatorias de 380 y 381

estudiantes. Con la primera mitad de la muestra ($n=380$) se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) utilizando el programa FACTOR versión 9.2 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006). Para la implementación del AFE se utilizó una matriz policórica (Freiberg, Stover, de la Iglesia & Fernández, 2013), el método de extracción Minimum Rank Factor Analysis (Ten Berge & Kiers, 1991) y asumiendo que los factores presentarían correlaciones moderadas (Worthington & Wittaker, 2006), una rotación oblimin direct.

Con la segunda mitad de la muestra ($n=381$), se efectuó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el programa MPLUS 7.11 (Muthén & Muthén, 2011). Para el AFC, se utilizó la media y la varianza ajustada del método Weighted Least Square (WLSMV). Este método utiliza la matriz de correlaciones policórica, ideal para el modelamiento de datos ordinales y la obtención de índices de bondad de ajuste robustos, también estimaciones apropiadas de los parámetros y su nivel de error (Finney & Di Stefano, 2006; Flora & Curran, 2004). El AFC fue analizado a través de los siguientes índices de bondad de ajuste; chi-cuadrado de Satorra Bentler ($SB-\chi^2$) (Satorra & Bentler, 2001), índice de ajuste comparativo (CFI), Tucker-Lewis Index (TLI) y Error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). Para los primeros los índices CFI y TLI, se consideran ajustes adecuados del modelo, valores superiores a .90 (Schumacher & Lomax, 1996), mientras que para el RMSEA, se considera un ajuste razonable valores inferiores a .08 (Browne & Cudeck, 1993).

Con el objetivo de evaluar el grado de estabilidad psicométrica de la EAA en hombres y mujeres, se realizaron una serie de procedimientos para evaluar su invarianza factorial. Para ello se tomaron los siguientes modelos (Vandenberg & Lance, 2000): Invarianza de configuración (M0), Invarianza métrica (M1), Invarianza escalar (M2) e Invarianza de medias latentes (M3). La comparación de los modelos se realizó tomando como criterio la diferencia de Chi-cuadrado de Satorra Bentler $\Delta SB-\chi^2$ (Asparouhov & Muthén, 2012) y el criterio ΔCFI (Cheung & Rensvold, 2002).

Resultados

Análisis factorial exploratorio

Considerando la propuesta teórica original (Schmidt, Messoulam, & Molina, 2008) y utilizando la primera muestra ($n=380$), se procedió a realizar un AFE. La prueba de adecuación muestral KMO (.853) y la prueba de esfericidad de Bartlett χ^2 ($gl=91$)=1187.1 $p<.001$ avalan la pertinencia de realizar un AFE. Los resultados mostraron la presencia de dos factores correlacionados que en total explicaron un 47.6% de la varianza total del constructo. Sin embargo, al analizar los resultados de las saturaciones factoriales, se observa que el ítem 5 no se ajusta a la propuesta teórica (Schmidt, Messoulam, & Molina, 2008), presentando una carga mayor en el factor rendimiento académico, es por esto que se eliminó dicho ítem y se realizó nuevamente un AFE.

Los resultados obtenidos en la prueba KMO (.834) y el estadístico de Bartlett ($\chi^2=1008.3$; $gl=78$; $p<.001$) realizados a la primera muestra ($n=380$), ratifican la factibilidad de realizar nuevamente el AFE. Para determinar el número de factores se utilizó nuevamente el procedimiento de implementación óptima de análisis paralelo (PA) (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011), simulando 500 matrices aleatorias y el análisis de extracción basado en los autovalores propios. Ambos criterios sugirieron retener dos factores, que en conjunto explicaron 47.41% de la varianza total y el 69.92% de la varianza común. El primer factor, conformado por los ítems 1, 2, 4, 5, 11 y 12 se denomina autoeficacia y explicó un 49.78% de la varianza común y el segundo factor, constituido por los ítems 3, 6, 7, 8, 9, 10 y 13 que se denomina rendimiento explicó un 20.14% (ver Tabla 2).

Análisis factorial confirmatorio

Una vez explorada la dimensionalidad de la escala, se procedió a confirmar la estructura teórica de la escala utilizando un AFC con la segunda mitad de la muestra ($n=381$).

Para el modelo de dos factores correlacionados, los índices de bondad presentaron los siguientes valores $SB-\chi^2$ ($gl=64$)=153.927, $p<.001$; $CFI=.963$; $TLI=.955$;

$RMSEA=.061$ ($IC90\%=.049 - .073$). Estos valores indican en general, que el modelo ajusta bien a los datos, por lo que se confirma la estructura teórica planteada. En la Tabla 2 se observan las cargas factoriales. Para el factor rendimiento, las cargas fluctúan desde un mínimo de .515 hasta un máximo de .726; mientras que para el segundo factor, las cargas van desde .610 hasta un máximo de .740. Todas las cargas fueron estadísticamente significativas ($p<.001$), además se confirmó la correlación positiva entre ambos factores .592 ($p<.001$).

Análisis de invarianza factorial entre hombres y mujeres

El contraste de invarianza factorial comenzó analizando el nivel de estabilidad de la escala autoconcepto académico entre hombres y mujeres. El primer procedimiento fue examinar la estabilidad del modelo teórico de manera separada entre hombres y mujeres, estimando dos modelos factoriales confirmatorios con los 13 ítems. Ambos modelos correlacionados evidenciaron un ajuste satisfactorio (hombres) $SB-\chi^2$ ($gl=64$)=179.836, $p<.001$; $CFI=.946$; $TLI=.934$; $RMSEA=.072$ ($IC90\%=.060-.085$); (mujeres) $SB-\chi^2$ ($gl=64$) =154.624, $p<.001$; $CFI=.961$; $TLI=.953$; $RMSEA=.058$ ($IC90\%=.047-.070$).

Seguidamente, se realizó un análisis factorial simultáneo, sin agregar restricciones. El nivel de invarianza de configuración (M0), evidenció índices de bondad de ajuste satisfactorios (ver Tabla 3). Estos resultados confirmaron que la estructura de dos factores y los ítems permanecen estables tanto para hombres como para mujeres. Este modelo se consideró como referencia para las siguientes anidaciones de restricciones.

El modelo de invarianza métrica (M1), agrega equivalencia a las saturaciones de los ítems. Para comprobar este nivel de invarianza, se agregan restricciones tanto a la configuración del constructo como a las saturaciones de los ítems. Como puede ser observado en la Tabla 3, no hay diferencias estadísticamente significativas en las saturaciones factoriales ($\Delta SB-\chi^2=6.597$, $p=.831$; $\Delta CFI=.002$).

El modelo 2 (M2) agrega la equivalencia entre intersecciones. Al comparar el modelo de configuración (M0), con el modelo 2 que agrega

Tabla 2. Medias, desviaciones típicas (DT). Análisis Factorial Exploratorio y Confirmatorio

Ítems	Media	DT	Análisis factorial exploratorio		Análisis factorial confirmatorio	
			Rendimiento	Autoeficacia	Rendimiento	Autoeficacia
1. Soy capaz de hacer bien las tareas, aunque sean difíciles	3.67	.89	.150	.503		.740***
2. Si me esforzara lo suficiente, podría aprobar las asignaturas de este año	4.51	.85	.068	.650		.610***
3. Aunque preste atención a las explicaciones que me dan los profesores, las tareas no me salen	3.47	1.07	.637	.035	.645***	
4. Creo que podré obtener buenas notas este año	3.71	1.06	.101	.547		.627***
5. Soy capaz de mantener un buen rendimiento a lo largo de todo un año	3.54	1.03	.007	.718		.660***
6. Soy lento para aprender	3.54	1.15	.746	.026	.726***	
7. No soy capaz de sacarme buenas notas en las asignaturas	3.79	1.15	.540	.077	.603***	
8. Cometo muchos errores cuando hago las tareas	3.43	.97	.674	-.074	.650***	
9. Me olvido fácilmente lo que aprendo	3.28	1.11	.597	-.001	.662***	
10. Me cuesta entender lo que leo	3.46	1.14	.543	.031	.515***	
11. Soy capaz de realizar buenos trabajos en clase	3.93	.91	.035	.577		.641***
12. Si me dedico a fondo, puedo estudiar cualquier cosa	4.26	.95	-.127	.755		.678***
13. Me resulta difícil estudiar	3.27	1.13	.686	-.018	.640***	

*** $p < .001$

restricciones a las cargas factoriales y las intersecciones, las diferencias de chi-cuadrado y CFI ($\Delta SB-\chi^2=19.313$, $p=.626$; $\Delta CFI < .001$), indican que existe evidencia para aceptar que las intersecciones son iguales en hombres y en mujeres.

Finalmente, se procedió a comprobar si existen diferencias de medias entre las variables latentes M3. Este modelo (M3) impone restricciones a las cargas factoriales, intersecciones y las medias latentes. Al comparar este modelo con el modelo de base (M0) se observa que existe evidencia suficiente para aceptar que las medias latentes entre hombres y

mujeres son iguales ($\Delta SB-\chi^2=28.061$, $p=.258$; $\Delta CFI = -.004$).

Análisis de fiabilidad

El análisis de consistencia interna medida a través del coeficiente alfa de Cronbach, evidencia una buena fiabilidad tanto para el factor Autoeficacia (alfa=.739) como para el factor Rendimiento (alfa=.784). El procedimiento alfa de Cronbach si se elimina el elemento muestra valores aceptables, dado que la eliminación de cualquier ítem bajaría la consistencia interna de los factores de la escala.

Como puede ser apreciado en la Tabla 4, la EAA es percibida por los estudiantes como una

Tabla 3. Invarianza Factorial. Índices de bondad de ajuste y Comparación de Modelos.
Hombres y Mujeres

	SB- χ^2 (gl)	χ^2 /gl	TLI	CFI	RMSEA (IC90%)	Δ SB- χ^2	Δ gl	p-valor (Δ SB- χ^2)	Δ CFI
0 I. Configuración	228.772 (128)	1.787	.930	.943	.045 (.036-.055)				
1 I. Métrica	236.246 (139)	1.700	.938	.945	.043 (.033-.052)	6.597	11	.831	.002
2 I. Escalar	250.173 (150)	1.668	.941	.943	.042 (.033-.051)	19.313	22	.626	.000
3 I. Medias latentes	258.416 (152)	1.700	.938	.939	.043 (.034-.052)	28.061	24	.258	-.004

* $p < .001$

Tabla 4. Fiabilidad. Correlación ítem total (C.I.T) Alfa de Cronbach si se elimina el elemento (A.C.E.E)

Ítems	C.I.T	A.C.E.E
1.- Soy capaz de hacer bien las tareas, aunque sean difíciles	.511	.693
2.- Si me esforzara lo suficiente, podría aprobar las asignaturas de este año	.430	.714
4.- Creo que podré obtener buenas notas este año	.474	.703
5.- Soy capaz de mantener un buen rendimiento a lo largo de todo un año	.538	.683
11.-Soy capaz de realizar buenos trabajos en clase	.465	.705
12.-Si me dedico a fondo, puedo estudiar cualquier cosa	.439	.712
	<i>α Cronbach</i>	
	<i>Autoeficacia = .739</i>	
3.- Aunque preste atención a las explicaciones que me dan los profesores, las tareas no me salen	.504	.758
6.- Soy lento para aprender	.604	.737
7.- No soy capaz de sacarme buenas notas en las asignaturas	.439	.771
8.- Cometo muchos errores cuando hago las tareas	.550	.751
9.- Me olvido fácilmente lo que aprendo	.518	.755
10.- Me cuesta entender lo que leo	.436	.771
13.- Me resulta difícil estudiar	.526	.754
	<i>α Cronbach</i>	
	<i>Rendimiento = .784</i>	

escala homogénea. El índice correlación ítem total evidencia valores aceptables ($C.I.T > .3$).

Discusión

El objetivo de este estudio fue presentar evidencias psicométricas de fiabilidad, validez e

invarianza factorial de la Escala de Autoconcepto Académico (EAA) en una muestra de estudiantes chilenos. Los resultados obtenidos a través de distintos procedimientos de análisis de datos permiten concluir que la EAA presenta evidencia empírica suficiente para respaldar su utilización en este contexto.

La (EAA) fue desarrollada originalmente por Schmidt, Messoulam y Molina (2008). El análisis de la estructura teórica de la escala revela que el constructo se mantiene estable, dando cuenta de dos dimensiones distintas, pero suficientemente correlacionadas que explican el Autoconcepto Académico. El análisis factorial exploratorio evidenció la existencia de dos dimensiones que explicaron el 47.41% de la varianza, esta solución factorial sugirió la eliminación del ítem 5 “*Aunque me esfuerce, siempre me va a ir mal en la escuela*”, este ítem pertenecía originalmente a la dimensión *Autoeficacia Académica*, pero los resultados obtenidos en el contexto chileno sugerían que debía ser considerado en la dimensión *Rendimiento*, esta inconsistencia teórica llevó al equipo de investigación a decidir eliminar dicha sentencia. Posteriormente el análisis factorial confirmatorio, aplicado mediante el procedimiento de validez cruzada ratificó la estructura propuesta teóricamente (Schmidt, Messoulam, & Molina, 2008).

Con el objetivo de presentar mayores evidencias de calidad psicométrica, se analizó el grado de invarianza factorial de la escala de Autoconcepto académico. Los modelos de invarianza factorial aplicados a los grupos de hombres y mujeres ratifican lo siguiente; el número de factores, los ítems que correspondían a cada factor, las cargas factoriales, intersecciones y medias latentes de los factores se mantienen equivalentes, por lo tanto es posible señalar que la medida global de Autoconcepto Académico (EAA) se mantiene equivalente para hombres y para mujeres, en cuanto a su estructura teórica y promedios de las dimensiones de las variables latentes, por lo tanto es un instrumento válido e invariante para ambos grupos. Otras investigaciones han comparado el nivel de Autoconcepto Académico entre hombres y mujeres, llevando a cabo procedimientos estadísticos más sencillos, obteniendo resultados similares (Amezcuza & Pichardo, 2000; Costa & Taberner, 2012; Ghazvini & Khajehpour, 2011; Gupta, 2014; Pauriyal, Sharma, & Gulati, 2010; Rusillo & Arias, 2004).

Las evidencias de fiabilidad de la escala de Autoconcepto Académico demuestran que tanto los ítems como las dimensiones del instrumento poseen una consistencia interna adecuada, que

avala su utilización en el contexto chileno. El análisis de homogeneidad realizado a partir del procedimiento de correlación ítem total corregido demostró que cada una de las sentencias aportaba de manera significativa a la comprensión del constructo.

En términos conceptuales la medida global de autoconcepto académico EAA evalúa la confianza y autoeficacia académica percibida por estudiantes a través de dos dimensiones, Rendimiento Académico y Autoeficacia Académica. Ambas dimensiones cobran relevancia dado que por un lado, las creencias del adolescente con respecto al rendimiento percibido, configurarían su imagen como estudiante, mientras que también cumplirían un rol importante las creencias en relación a las propias capacidades que tiene como alumno para lograr alcanzar sus metas. Cabe señalar, que otras investigaciones han planteado una correlación positiva entre rendimiento académico y autoconcepto académico (Brunner, Lüdtke, & Trautwein, 2008; Chen et al., 2012; Villarroel, 2001), así también entre la percepción de autoeficacia y las variables rendimiento y autoconcepto académico (García-Fernández et al., 2010).

Desde el punto de vista aplicado, la escala resulta útil para la intervención educativa, al permitir evaluar de manera diferenciada dos dimensiones del autoconcepto académico. De esta manera, la evaluación de estos factores permitirá la planificación y evaluación de intervenciones diferenciadas, por una parte para quienes presentan dificultades de rendimiento académico, o bien, en la dimensión de autoeficacia académica. Asimismo como se señaló anteriormente, intervenir en estas variables, no solo permitirá favorecer el desarrollo de los estudiantes en este ámbito, sino que posibilitará la mejora de las relaciones interpersonales entre los estudiantes, así como el incremento de las expectativas académicas de la familia (Calero et al., 2014; Gálvez-Nieto, Vera-Bachmann, & Trizano, 2015; Gálvez-Nieto, Vera-Bachmann, Trizano, & García, 2015).

Finalmente, es necesario poder desarrollar una mayor cantidad de investigaciones psicométricas que avalen la estabilidad de este constructo en la realidad chilena, así también se hace necesario poder aportar normas de baremación para facilitar

la interpretación de las puntuaciones de la escala en este contexto. Por otra parte, es necesario señalar que a pesar de haber contribuido con evidencia psicométrica de calidad, con una muestra probabilística y un amplio número de estudiantes, en futuros estudios sería conveniente ampliar la muestra a otras regiones del país y Latinoamérica, aportando evidencias de estabilidad en el tiempo e invarianza factorial entre distintas culturas.

Referencias

- Amezcuca, J. A., & Pichardo, M. C. (2000). Diferencias de género en autoconcepto en adolescentes. *Anales de Psicología*, *16*, 207-214.
- Anitha, J., & Parameswari, G. (2013). Correlates of self-concept among high school students in Chennai City, Tamilnadu, India. *International Journal of Current Research and Academic Review*, *1*(4), 30-34.
- Arancibia, V., Maltés, S., & Álvarez, M. (1990). *Test de Autoconcepto Académico. Estandarización para escolares de 1° y 4° años de Enseñanza Básica*. Santiago: PUC de Chile.
- Arens, A. K., Yeung, A. S., Craven, R. G., & Hasselhorn, M. (2011). The twofold multidimensionality of academic self-concept: Domain specificity and separation between competence and affect components. *Journal of Educational Psychology*, *103*, 970–981. doi:10.1037/a0025047
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2012). *Computing the Strictly Positive Satorra-Bentler Chi-Square Test in Mplus*. Recuperado de Mplus WebNotes. <http://www.statmodel.com/examples/webnotes/webnote14.pdf>
- Ayub, N. (2010). The relationship between self-concept and satisfaction with life among adolescents. *International Journal of Interdisciplinary Social Sciences*, *5*(4), 81-92.
- Baade, C., & Schnotz, W. (2014). Feedback effects on performance, motivation and mood: Are they moderated by the learner's self-concept? *Scandinavian Journal of Educational Research*, *58*(5), 570-591.
- Bakadorova, O., & Raufelder, D. (2014). The mediating role of socio-motivational support in the association between individual school self-concept and achievement motivation amongst adolescent students. *European Journal of Psychology of Education*, *European Journal of Psychology of Education*, *29*(3), 347-366. doi: 10.1007/s10212-013-0202-5
- Bieg, M., Goetz, T., & Lipnevich, A. A. (2014). What students think they feel differs from what they really feel – academic self-concept moderates the discrepancy between students' trait and state emotional self-reports. *Plos ONE*, *9*(3), 1-9. doi: 10.1371/journal.pone.0092563
- Bracken, B. A. (2009). Positive self-concepts. In R. Gilman, Es. Huebner and M. J. Furlong (eds.), *Handbook of Positive Psychology in the Schools*, (pp. 89-106). New York, NY: Routledge.
- Browne, M., & Cudeck, R. (1993). *Alternative ways of assessing model fit*. In: Bollen, K. & Long, J. (Eds.) *Testing Structural Equation Models*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Brunner, M., Lüdtke, O. & Trautwein, U. (2008). The internal/external frame of reference model revisited: Incorporating general cognitive ability and general academic self-concept. *Multivariate Behavioral Research*, *43*, 137–172. doi: 10.1080/00273170701836737
- Calero, F. R., Dalley, C., Fernandez, N., Davenport-Dalley, T. M., Morote, E., & Tatum, S. L. (2014). A model of academic self- concept for high school hispanic students in New York. *Journal of Latinos & Education*, *13*(1), 33-43. doi: 10.1080/15348431.2013.800820
- Cazalla- Luna, N., & Molero, D. (2013). Revisión teórica sobre el autoconcepto y su importancia en la adolescencia. *Revista Electrónica de Investigación y Docencia (REID)*, *10*, 43-64.
- Cerrato, S. M., Sallent, S. B., Aznar, F. C., Pérez, E. G., & Carrasco, M. G. (2011). Análisis psicométrico de la escala multidimensional de autoconcepto AF5 en una muestra de adolescentes y adultos de Cataluña. *Psicothema*, *23*, 871-878.
- Chen, S., Hwang, F., Yeh, Y., & Lin, S. J. (2012). Cognitive ability, academic achievement and academic self-concept: Extending the internal/external frame of reference model. *British Journal of Educational Psychology*, *82*(2), 308-326. doi: 10.1111/j.2044-8279.2011.02027.x
- Cheung, G.W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit in dexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, *9*, 233-255.
- Costa, S., & Taberner, M. (2012). Rendimiento académico y autoconcepto en estudiantes de educación secundaria obligatoria según el

- género. *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud*, 3(2), 175-193.
- Craven, R. G., & Marsh, H. W. (2008). The centrality of self-concept construct for psychological well-being and unlocking human potential: Implications for child and educational psychologists. *Educational and Child Psychology*, 25, 104-118.
- Finney, S., & DiStefano, C. (2006). *Non normal and categorical data in structural equation modeling*. In G. Hancock & R. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling. A second course* (pp. 269-314). Greenwich, Ct: Information Age Publishing.
- Flora, D. B., & Curran, P.J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological Methods*, 9, 466-491.
- Freiberg, A., Stover, J. B., de la Iglesia, G., & Fernández, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas VII(2)*: 151-164.
- Fuentes, M. C., García, J. F., Gracia, E., & Lila, M. (2011). Autoconcepto y ajuste psicosocial en la adolescencia. *Psicothema*, 23, 7-12.
- Gálvez-Nieto, J.L., Vera-Bachmann, D., & Trizano, I. (2015). Estudio confirmatorio del Cuestionario para evaluar Clima Social del Centro Escolar en Chile. *Revista Mexicana de Psicología*, 32(2), 160-168.
- Gálvez-Nieto, J. L., Vera-Bachmann, D., Trizano, I., & García, J.A. (2015). Examen psicométrico de la Escala de Actitudes hacia la Autoridad Institucional (AAI-A), en estudiantes chilenos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 39(1), 57-67.
- Garalgordobil, M., & Durá, A. (2006). Relaciones del autoconcepto y la autoestima con la sociabilidad, estabilidad emocional y responsabilidad en adolescentes de 14 a 17 años. *Análisis y Modificación de la Conducta*, 32(141), 37-64.
- García, J., Musitu, G., Riquelme, E., & Riquelme, P. (2011). A confirmatory factor analysis of the autoconcepto forma 5" questionnaire in young adults from Spain and Chile. *The Spanish journal of psychology*, 14(2), 648-658. doi:10.5209/rev_SJOP.2011.v14.n2.13
- García, J.F., Musitu, G., & Veiga, F. (2006). Autoconcepto en adultos de España y Portugal. *Psicothema*, 18, 551-556.
- García-Fernández, J. M., Inglés, C. J., Torregrosa, M. S., Ruiz, C., Díaz, Á., Pérez-Fernández, E., & Martínez-Monteagudo, M. C. (2010). Propiedades psicométricas de la Escala de Autoeficacia percibida específica de situaciones académicas en una muestra de estudiantes españoles de Educación Secundaria Obligatoria. *European Journal of Education and Psychology*, 3(1), 61-73.
- Ghazvini, S. D., & Khajehpour, M. (2011). Gender differences in factors affecting academic performance of high school students. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 15, 1040-1045.
- Goetz, T., Bieg, M., Lüdtke, O., Pekrun, R., & Hall, N. (2013). Do girls really experience more anxiety in mathematics? *Psychol Sci* 24, 2079-2087. doi: 10.1177/0956797613486989
- González, M., Leal, D., Segovia, C., & Arancibia, A. (2012). Autoconcepto y talento: Una relación que favorece el logro académico. *Psykhé*, 21(1), 37-53.
- Gupta, R. (2014). Study on self-concept, academic achievement and achievement motivation of the students. *Journal of Humanities And Social Science*, 19(5), 88-93.
- Hernández, V., Gómez, E., Maltes, L., Quintana, M., Muñoz, F., Toledo, H., Riquelme, V., Henríquez, B., Zelada, S., & Pérez, E. (2011). La actitud hacia la enseñanza y aprendizaje de la ciencia en alumnos de Enseñanza Básica y Media de la Provincia de Llanquihue, Región de Los Lagos-Chile. *Estudios Pedagógicos*, 37(1), 71-83.
- Inglés, C.J., Martínez- Monteagudo, M. C., García- Fernández, J.M., Valle, A., & Castejón, J.L. (2015). Goal orientation profiles and self-concept of Secondary School Students. *Revista de Psicodidáctica*, 20(1), 1-14.
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavioral Research Methods, Instruments and Computers*, 38(1), 88-91.
- Malo, S., Bataller, S., Casas, F., Gras, M., & González, M. (2011). Análisis psicométrico de la escala multidimensional de autoconcepto AF5 en una muestra de adolescentes y adultos de Cataluña. *Psicothema*, 23(4), 871-878.
- Marsh, H. W., & Craven, R. G. (2006). Reciprocal effects of self-concept and performance from a multidimensional perspective. Beyond seductive pleasure and unidimensional perspectives. *Perspectives on Psychological Science*, 1, 133-163. doi:10.1111/j.1745-6916.2006.00010.x
- Marsh, H. W., & Hau, K.T. (2003) Big fish little pond effect on academic self-concept: A cross cultural (26 country) test of the negative

- effects of academically selective schools. *American Psychologist*, 58, 364-376. doi:10.1037/0003-066X.58.5.364
- Marsh, H. W., & Martin, A. J. (2011). Academic self-concept and academic achievement: Relations and causal ordering. *British Journal of Educational Psychology*, 81, 59-77. doi: 10.1348/000709910X503501
- Martín-Antón, L., Carbonero, M., & Román, J. (2012). Efecto modulador de variables socioemocionales en el entrenamiento en estrategias de elaboración en Educación Secundaria Obligatoria (ESO): Paráfrasis y aplicaciones. *Psicothema*, 21(1), 35-41.
- McInerney, D. M., Cheng, R. W., Mok, M. C., & Lam, A. H. (2012). Academic self-concept and learning strategies: Direction of effect on student academic achievement. *Journal of Advanced Academics*, 23(3), 249-269. doi: 10.1177/1932202X12451020
- Mih, V., & Mih, C. (2013). Perceived autonomy-supportive teaching, academic self-perceptions and engagement in learning: Toward a process model of academic achievement. *Cognitie, Creier, Comportament/Cognition, Brain, Behavior*, 27(4), 289-313.
- Miñano, P., Cantero, M. P., & Castejón, J.L. (2008). Predicción del rendimiento escolar de los alumnos a partir de las aptitudes, el autoconcepto académico y las atribuciones causales. *Horizontes Educativas*, 13(2), 11-23.
- Molero, D., Zagalaz, M. L., & Cachón, J. (2013). Estudio comparativo del autoconcepto físico a lo largo del ciclo vital. *Revista de Psicología del Deporte*, 22(1), 135-142.
- Moreno, D., Estévez, E., Murgui, S., & Musitu, G. (2009). Relación entre el clima familiar y el clima escolar: El rol de la empatía, la actitud hacia la autoridad y conducta violenta en la adolescencia. *International Journal of Psychological Therapy*, 9(1), 123-136.
- Murillo, F. J., & Hernández-Castilla, R. (2011). Factores escolares asociados al desarrollo socio-afectivo en Iberoamérica. *RELIEVE*, 17(2), 1-23.
- Muthén, L., & Muthén, B. (2011). *Mplus User's Guide (6th Ed.)*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Nagengast, B., & Marsh, H. W. (2012). Big fish in little Ponds aspire more: Mediation and cross-cultural generalizability of school-average ability effects on self-concept and career aspirations in science. *Journal of Educational Psychology*, 104(4), 1033-1053. doi:10.1037/a0027697
- Niepel, C., Brunner, M., & Preckel, F. (2014). Achievement goals, academic self-concept, and school grades in mathematics: Longitudinal reciprocal relations in above average ability secondary school students. *Contemporary Educational Psychology*, 39(4), 301-313. doi: 10.1016/j.cedpsych.2014.07.002
- Padilla, M. T., García, S., & Suárez, M. (2010). Diferencias de género en el autoconcepto general y académico de estudiantes de 4º de ESO. *Revista de Educación*, 352, 495-515.
- Pastor, Y., Balaguer, I., & García-Merita, M.L. (2003). El autoconcepto y la autoestima en la adolescencia media: Análisis diferencial por curso y género. *Revista de Psicología Social*, 18(2), 141-159.
- Pauriyal, K., Sharma, S., & Gulati, J. (2010). Developmental trends in self-concept of urban adolescents: Gender differentials. *Journal of Psychology*, 1(2), 113-118.
- Pekrun, R. (2006). The control-value theory of achievement emotions: Assumptions, corollaries, and implications for educational research and practice. *Educational Psychology Rev*, 18, 315-341.
- Preckel, F., Niepel, C., Schneider, M., & Brunner, M. (2013). Self-concept in adolescence: A longitudinal study on reciprocal effects of self-perceptions in academic and social domains. *Journal of Adolescence*, 36(6). doi: 10.1016/j.adolescence.2013.09.001
- Prince, D., & Nurius, P. S. (2014). The role of positive academic self-concept in promoting school success. *Children & Youth Services Review*, 43, 145-152. doi: 10.1016/j.childyouth.2014.05.003
- Riquelme, E., & Riquelme, P. (2011). Análisis psicométrico confirmatorio de la medida Multidimensional del test de autoconcepto forma 5 En español (AF5), en estudiantes universitarios de Chile. *Psicología, Saúde & Doenças*, 12(1), 91-103.
- Rodríguez-Fernández, A., Droguett, L., & Revuelta, L. (2012). School and personal adjustment in adolescence: The role of academic self-concept and perceived social support. *Revista de Psicodidáctica*, 17(2), 397-414. doi: 10.1387/Rev.Psicodidact.3002
- Rusillo, M. T. C., & Arias, P. F. C. (2004). Gender differences in academic motivation of secondary school students. *Revista Electrónica de Investigación Psicoeducativa*, 2(1), 97-112.
- Satorra, A., & Bentler, P. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514.

- Scheaffer, R. L., Mendenhall, W., & Ott, L. (1987). *Elementos de muestreo* (G. Rendón & J. Gómez, Trans.). México D.F., México: Grupo Editorial Iberoamérica.
- Schmidt, V., Messoulam, N., & Molina, F. (2008). Autoconcepto académico en adolescentes de escuelas medias: Presentación de un instrumento para su evaluación. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 25(1), 81 – 106.
- Schumacher, R., & Lomax, R. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Seaton, M., Parker, P., Marsh, H. W., Craven, R. G., & Yeung, A. S. (2014). The reciprocal relations between self-concept, motivation and achievement: Juxtaposing academic self-concept and achievement goal orientations for mathematics success. *Educational Psychology*, 34(1), 49-72. doi: 10.1080/01443410.2013.825232
- Shavelson, J., Hubner, J. J., & Stanton, G.C. (1976). Self-concept: Validation of construct interpretations. *Review of Educational Research*, 46, 407- 442.
- Ten Berge, J., & Kiers, H. (1991). A numerical approach to the exact and the approximate minimum rank of a covariance matrix. *Psychometrika*, 56(2), 309–315.
- Timmerman, M., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220. doi: 10.1037/a0023353
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational research methods*, 3(1), 4-70. doi: 10.1177/109442810031002
- Véliz, A., & Apodaca, P. (2012). Dimensiones del autoconcepto de estudiantes chilenos: Un estudio psicométrico. *Revista Educativa Hekademos*, 11(5), 47-58.
- Viholainen, H., Aro, T., Purtsi, j., Tolvanen, A., & Cantell, M. (2014). Adolescents' school-related self-concept mediates motor skills and psychosocial well-being. *British Journal of Educational Psychology*, 84(2), 268-280. doi:10.1111/bjep.12023
- Villaruel, V. (2001). Relación entre el autoconcepto y rendimiento académico. *Psyche*, 10(1), 3- 18.
- Woolfolk, A. (2001). *Educational Psychology* (8th ed). Needham Heights, MA: Allyn and Bacon.
- Worthington, R. L., & Wittaker, T. A. (2006). Scale development research: A content analysis and recommendations for best practices. *Couns Psychol*, 34(6), 806-838. doi: 10.1177/0011000006288127