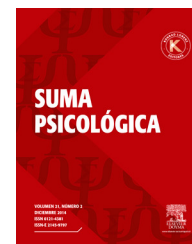




SUMA PSICOLÓGICA

www.elsevier.es/sumapsicol



Aprendizaje autodirigido en estudiantes de pedagogía chilenos: un análisis psicométrico

Cristian Cerda* y José L. Saiz

Universidad de La Frontera, Temuco, Chile

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 13 de marzo de 2015

Aceptado el 24 de agosto de 2015

On-line el 12 de octubre de 2015

Palabras clave:

Aprendizaje autodirigido

Formación de docentes

Análisis psicométrico

Estudiantes universitarios

R E S U M E N

Este estudio examinó la validez estructural y confiabilidad de la Escala de Aprendizaje Auto-dirigido en una muestra representativa de estudiantes de pedagogía de una universidad chilena. Adicionalmente, este estudio estableció niveles de desempeño en la escala y exploró su variación según sexo y antigüedad en la carrera. Usando el análisis factorial exploratorio se retuvo una solución de 3 factores oblicuos (autocontrol, autogestión y deseos de aprender) muy semejante a, y teóricamente coherente con, la estructura original de la escala. Estos 3 factores y la escala total presentaron una adecuada consistencia interna. Las mujeres exhibieron niveles de desempeño significativamente mayores que los hombres en autogestión, sin diferencias en los otros factores. Las 3 dimensiones correlacionaron de modo directo y significativo con la antigüedad en la carrera. Se discuten estos resultados como evidencia inicial que respalda la validez y confiabilidad de la escala en esta población de estudiantes de pedagogía.

© 2015 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Self-directed learning in Chilean student teachers: A psychometric analysis

A B S T R A C T

This study examined the structural validity and reliability of the Self-Directed Learning Scale, in a representative sample of student teachers enrolled at a Chilean university. Additionally, this study established performance levels within the scale and explored its variation in accordance to gender and the number of years spent in the program. Using exploratory factor analyses, an oblique 3-factor solution (self-control, self-management, and desire for learning) was retained, being very similar to –and theoretically coherent with– the original structure of the scale. Both the factors' scores and the total scale score showed adequate

Keywords:

Self-directed learning

Teacher training

Psychometric analysis

College students

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: cristian.cerda@ufrontera.cl (C. Cerda).

<http://dx.doi.org/10.1016/j.sumpsi.2015.08.004>

0121-4381/© 2015 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

indices of internal consistency. Women outperformed men in self-management, and no differences were observed in the other 2 factors. The 3 dimensions correlated directly and significantly with the number of years spent in the program. These results are discussed as initial evidence to support the validity and reliability of the scale in this population of student teachers.

© 2015 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Published by Elsevier España, S.L.U.

This is an open access article under the CC BY-NC-ND license

(<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Introducción

Como en toda profesión, el desempeño docente exige un dominio actualizado de los conocimientos y destrezas que sustentan su quehacer particular. Debido a tal exigencia, un 89% de los docentes en ejercicio de países de la [Organisation for Economic Co-operation and Development \(2009\)](#) recibe perfeccionamiento; de modo similar, en Chile esta cifra alcanza el 87% ([Ministerio de Educación, 2010](#)). Si bien un creciente acceso a tecnologías digitales facilita la actuación profesional, al mismo tiempo la dificulta por un acelerado cambio en la información disponible. Este escenario, que afecta especialmente a la educación, plantea la necesidad de un aprendizaje regulado autónomamente por el aprendiz que se extienda a lo largo de toda la vida profesional.

El aprender de manera autónoma también resulta relevante en la formación inicial docente. Habiéndose constituido Internet en un ámbito para el aprendizaje, las nuevas generaciones de aprendices disponen en la actualidad de una oportunidad inédita para aprender de modo autodirigido y complementar la formación tradicional aprendiz-profesor con una formación sensible a las necesidades de aprendizaje individuales que, además, no exige la presencia de un profesor y puede efectuarse incluso fuera del espacio educativo ([Ponti, 2013](#)).

Las prácticas de aprendizaje autodirigidas apoyadas por tecnologías digitales conforman en estudiantes de pedagogía un patrón de desarrollo profesional que se sostiene y evoluciona en el tiempo, acorde a los nuevos recursos tecnológicos disponibles ([Cerdeza, 2013](#)). Si se lo propone, la formación docente inicial podría estimular y reforzar la adopción del aprendizaje autodirigido (AAD) de manera que contribuya a este patrón de desarrollo profesional. Dado el rol modelador que ejercerán estos estudiantes en su posterior vida profesional, este patrón de desarrollo puede influir implícita o explícitamente en la manera en que sus propios alumnos generarán una disposición favorable al aprendizaje autónomo.

El concepto de AAD surgió históricamente asociado al aprendizaje que desarrollan los adultos de manera independiente, fuera del contexto educativo formal ([Knowles, Holton, & Swanson, 2011](#)). Ampliando esta noción a aprendices de cualquier edad y en contextos formales o informales, [Merriam y Caffarella \(1999\)](#) definen el AAD como un «proceso en el cual las personas toman la iniciativa para planificar, implementar y evaluar sus propias experiencias de aprendizaje» (p. 239).

Puesto que la disposición al AAD se distribuye desigualmente entre las personas, la literatura registra diversos

instrumentos para evaluar esta disposición como una variable de diferencias individuales (para una revisión, ver [Cerdeza, López, Osses, & Saiz, 2015](#)). Uno de estos instrumentos es la *Self-Directed Learning Readiness Scale for Nursing Education* ([Fisher, King, & Tague, 2001](#)). Esta escala, compuesta por 40 ítems directos y desarrollada en estudiantes australianos de pregrado de Enfermería, mide 3 dimensiones de la disposición al AAD identificadas mediante análisis factorial exploratorio: autocontrol del aprendizaje, autogestión del aprendizaje y deseos de aprender. Posteriormente, empleando el análisis factorial confirmatorio con el mismo tipo de estudiantes de pregrado, [Fisher y King \(2010\)](#) refinaron esta escala reduciéndola a 29 ítems que miden las mismas 3 dimensiones de la versión más extensa. Para reducir aquiescencia, esta versión refinada incluye 3 ítems inversos (con redacción negativa).

Debido a la escasez en Chile de instrumentos que midan AAD en la formación inicial docente, el presente estudio examinó el comportamiento psicométrico de la versión refinada de la *Self-Directed Learning Readiness Scale for Nursing Education* en estudiantes chilenos de pedagogía. La selección de esta escala, que para mayor simplicidad se denominará Escala de Aprendizaje Autodirigido (EAAD), se fundamenta en varias consideraciones: (a) su uso, a diferencia de otras escalas como la desarrollada por [Guglielmino \(1977\)](#), está libre de exigencias comerciales; (b) aunque esta escala se originó y ha sido usada preferentemente en estudiantes del área de la salud (por ejemplo, [Deyo, Huynh, Rochester, Sturpe, & Kiser, 2011](#); [Hendry & Ginns, 2009](#)), la redacción neutra de sus ítems permite su empleo en otras áreas de estudio, como sus propios autores señalan; (c) la versión extensa de la escala cuenta con una traducción al castellano para estudiantes chilenos de medicina ([Fasce, Pérez, Ortiz, Parra, & Matus, 2011](#)); (d) tanto la versión australiana extensa como la refinada y la versión traducida chilena han mostrado unos adecuados niveles de confiabilidad, y (e) se contó con la autorización de [Fasce et al. \(2011\)](#) para emplear la versión chilena de la escala en el presente estudio.

La estructura factorial de la EAAD, sin embargo, ha presentado dos limitaciones importantes. En primer lugar, el número de factores subyacentes es incierto. La estructura trifactorial original ([Fisher et al., 2001](#)) no ha sido siempre replicada en estudios posteriores, al encontrarse estructuras, por ejemplo, de 4 y 5 factores ([Fasce et al., 2011](#); [Hendry & Ginns, 2009](#); [Penman, 2013](#)). Adicionalmente, en estudios que han identificado una estructura trifactorial, el ajuste del modelo es pobre (por ejemplo, [Torabi, Abdollahi, Aslani, & Bahrami, 2013](#)) o varios ítems no cargan sustantivamente en ningún factor o aparecen integrando factores que son distintos a los originalmente esperados (por ejemplo, [Williams et al., 2013](#)).

En segundo lugar, independientemente del número de factores encontrados, la configuración emergente dista de ser una estructura simple. Análisis factoriales exploratorios de la EADD (por ejemplo, [Fasce et al., 2011](#); [Fisher et al., 2001](#); [Hendry & Ginns, 2009](#)) revelan que varios ítems presentan cargas sustantivas en más de un factor. El estudio de refinamiento de la EADD ([Fisher & King, 2010](#)) no logra resolver este problema, ya que al realizar 3 análisis factoriales confirmatorios separados, uno por cada subescala, no dilucida si los ítems miden más de una dimensión del AAD. El reciente estudio de [Williams y Brown \(2013\)](#) adolece de esta misma debilidad metodológica.

La relación entre los puntajes en la EAAD y el sexo del estudiante ha sido un tema escasamente estudiado y, quizás, por tal razón, los resultados son hasta ahora poco concluyentes. En general, las mujeres parecen obtener puntajes más altos que los hombres, aunque estas diferencias no son siempre significativas (por ejemplo, [Gyawali, Jauhari, Shankar, Saha, & Ahmad, 2011](#); [Penman, 2013](#); [Smedley, 2007](#); [Williams et al., 2013](#)). En el examen de la relación entre los puntajes de la EAAD y la antigüedad en la carrera parece existir mayor claridad. Hay evidencia que respalda una tendencia a un incremento progresivo de los puntajes en la EADD a medida que el estudiante avanza en su carrera ([Chakravarthi & Vijayan, 2010](#); [Kocaman, Dicle, & Ugur, 2009](#); [Yuan, Williams, Fang, & Pang, 2012](#)), tendencia que es consistente con el hallazgo de una relación positiva entre estos puntajes y la edad del estudiante ([O'Shea, 2003](#); [Smedley, 2007](#)).

Sobre la base de los antecedentes expuestos, el presente estudio se propuso dos objetivos. Por una parte, examinar la validez estructural y la confiabilidad de la EAAD en una población de estudiantes chilenos de pedagogía, y por otra, identificar niveles de desempeño de AAD en esos estudiantes y explorar si tales niveles varían en función del sexo y de la progresión académica de los estudiantes en su carrera.

Método

Participantes

La población de este estudio estuvo integrada por 981 alumnos que estudiaban, durante el segundo semestre de 2012, una de las 5 carreras de pedagogía en educación media de la Universidad de La Frontera, Chile. De esta población se obtuvo una muestra aleatoria simple por conglomerados, sin reemplazo. Se definió como conglomerado la unidad cohorte/carrera. Teniendo en cuenta los 5 años de estudio (cohortes) en cada carrera, se constituyeron 25 potenciales conglomerados. Se empleó la fórmula de cálculo del tamaño de una muestra para estimar la media de una población finita, con un error de .05 puntos, un nivel de confianza del 99% y una varianza poblacional de .183, determinada previamente en una aplicación piloto de la EAAD ($n = 100$). Esta fórmula entregó un tamaño muestral de 325 estudiantes, esto es, el 33.13% de la población. La muestra obtenida, sin embargo, incluyó a 419 participantes, tamaño mayor al originalmente pretendido. Esta muestra representó el 42.71% de la población. En la segunda columna de la [tabla 1](#) se describe esta muestra según edad, sexo, carrera de pedagogía y años en la carrera (cohorte).

Tabla 1 – Descripción de la muestra

Variables	Muestra obtenida (n = 419)	Muestra final (n = 396)
Edad media (desviación estándar)	21.90 (2.94)	21.90 (2.99)
Sexo, %		
Hombre	44.39	44.19
Mujer	55.61	55.81
Carreras de pedagogía, %		
Castellano y Comunicación	23.15	22.23
Matemática	14.08	14.39
Historia, Geografía y Educación Cívica	20.28	20.70
Educación Física, Deportes y Recreación	28.88	29.54
Ciencias, mención Biología, Física o Química	13.61	13.14
Años en la carrera, %		
Primero	19.37	19.49
Segundo	16.99	17.47
Tercero	18.66	18.73
Cuarto	26.80	26.84
Quinto (o mayor)	18-18	17.47

Instrumentos

Los 29 ítems de la versión refinada de la EAAD ([Fisher & King, 2010](#)) fueron extraídos de la versión extensa (40 ítems) que [Fasce et al. \(2011\)](#) tradujeron y adaptaron para población universitaria chilena. Consistente con la versión refinada original, se invirtió la redacción de los ítems 16, 23 y 29. Para responder, los estudiantes deben indicar el grado en que el contenido de cada ítem describe o no una característica suya, usando una escala Likert de 5 opciones que va desde 1 (*muy en desacuerdo*) hasta 5 (*muy de acuerdo*). Además, se empleó un cuestionario sociodemográfico.

Procedimiento

Luego de firmar un consentimiento informado, los participantes cumplieron la EAAD y el cuestionario sociodemográfico a través de un sistema de encuesta en línea. La administración se realizó en diferentes sesiones en un laboratorio de computación bajo la supervisión de los investigadores. Cada sesión contó con una clave distinta de acceso al sistema para evitar que los estudiantes modificaran sus respuestas una vez terminada su respectiva sesión. La participación fue voluntaria y sin retribución. Este estudio fue previamente aprobado por el Comité de Ética Científica de la universidad.

Análisis

Primero, se exploró la calidad de los datos identificando valores perdidos y casos atípicos multivariados según la distancia de Mahalanobis ([Tabachnick & Fidell, 2013](#)) y examinando la normalidad univariada de los ítems de la EAAD mediante la prueba de Kolmogorov-Smirnov para una muestra.

Segundo, a fin de determinar la estructura de la EAAD, las respuestas a sus 29 ítems fueron sometidas a un análisis factorial exploratorio mediante el programa FACTOR ([Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006](#)). Se empleó una estrategia exploratoria

debido a la inestabilidad que, según la literatura ya revisada, ha mostrado la estructura de la EAAD a través de distintas poblaciones. El número de factores a retener se basó en la versión clásica del análisis paralelo (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011). La extracción de factores fue realizada mediante un análisis factorial de rango mínimo (Shapiro & Berge, 2002), con una rotación oblicua *promin* siguiendo la sugerencia de Lorenzo-Seva (1999) para potenciar la obtención de una estructura simple.

Puesto que las opciones de respuesta a cada ítem de la EAAD conforman una escala ordinal, el análisis factorial se inició desde la matriz de correlaciones policóricas entre los ítems (Flora & Curran, 2004). El ajuste del modelo factorial emergente fue inspeccionado a través del índice de la raíz cuadrada media de los residuales. Los ítems con cargas iguales o mayores a .30 en un factor fueron considerados como pertenecientes a ese factor. La consistencia interna de los factores fue examinada mediante el coeficiente alfa ordinal (Zumbo, Gadermann, & Zeisser, 2007), calculado según el procedimiento desarrollado por Domínguez (2012).

Tercero, se obtuvo un puntaje individual en cada factor mediante el cálculo del promedio de las respuestas de cada participante a los ítems que componían el respectivo factor, después de revertir la escala de respuestas de los 3 ítems inversos. Las asociaciones interfactores fueron examinadas mediante correlaciones *rho* de Spearman (r_s) entre los puntajes individuales en cada factor.

Cuarto, se establecieron 4 niveles de desempeño dividiendo la distribución de puntajes de cada factor según sus 3 cuartiles, de tal modo que un nivel bajo incluyó los puntajes inferiores a Q_1 , un nivel medio-bajo, los puntajes iguales o superiores a Q_1 pero inferiores a Q_2 , un nivel medio-alto, los puntajes iguales o superiores a Q_2 pero inferiores a Q_3 , y un nivel alto, los puntajes iguales o superiores a Q_3 .

Finalmente, las asociaciones entre los niveles de desempeño y el sexo fueron exploradas mediante la prueba χ^2 y, en caso de obtener resultados significativos, se procedió a calcular el tamaño del efecto *d* de Cohen y a inspeccionar los residuales estandarizados corregidos a fin de precisar el origen de tal relación significativa. Las asociaciones entre los niveles de desempeño y los años en la carrera fueron examinadas mediante el coeficiente de correlación ordinal *Gamma* (G) de Goodman y Kruskal.

Resultados

Análisis preliminares

Se eliminaron 23 participantes de la muestra por presentar valores perdidos o valores atípicos multivariados en la EAAD; así, la muestra final quedó conformada por 396 participantes. En la tercera columna de la tabla 1 se describe la muestra final según edad, sexo, carrera de pedagogía, y años en la carrera. La muestra final no difirió significativamente de la muestra originalmente obtenida (segunda columna de la tabla 1) en estas 4 variables. La prueba de Kolmogorov-Smirnov reveló que todos los ítems de la EAAD incumplen el supuesto de normalidad univariada, $p < .001$.

Estructura factorial

Al analizar factorialmente los 29 ítems de la EAAD, tanto la prueba de esfericidad de Barlett [$\chi^2(406) = 4336.60, p < .001$] como la prueba de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (.892) respaldaron la idoneidad de los datos para la detección de una estructura subyacente. Siguiendo la recomendación del análisis paralelo, se extrajeron 3 factores que explicaron el 60.07% de la varianza. Sin embargo, el valor de la raíz cuadrada media de los residuales fue .0507, valor ligeramente superior al valor medio esperado para un modelo aceptable (.0503), resultado que reveló un ajuste marginal de esta estructura factorial a los datos. Además, en la matriz rotada los ítems 8 («Prefiero establecer mis propios objetivos de aprendizaje») y 10 («Cuando se presenta un problema que no puedo resolver, pido ayuda») presentaron cargas factoriales inferiores al criterio mínimo de inclusión (.30) en todos los factores.

Se repitió el análisis factorial anterior excluyendo los ítems 8 y 10. Nuevamente, los datos fueron propicios para detectar estructura: prueba de esfericidad, $\chi^2(351) = 4129.00, p < .001$; Kaiser-Meyer-Olkin = .894. Conforme a la recomendación del análisis paralelo se extrajo un modelo de 3 factores que explicó el 63.15% de la varianza. Los autovalores fueron 7.69 (42.44%), 2.29 (12.67%) y 1.46 (8.04%) para el primer, segundo y tercer factor, respectivamente.

Puesto que el modelo emergente presentó un adecuado ajuste (raíz cuadrada media de los residuales = .0483, menor al valor esperado: .0503) y, además, todos los ítems presentaron cargas factoriales iguales o mayores a .30 en un solo factor, se interpretó esta segunda estructura. El indicador de simplicidad (Lorenzo-Seva, 2003) fue .984 y confirmó que esta solución factorial se aproxima satisfactoriamente a una estructura simple, esto es, que cada ítem se relacionó principalmente con solo un factor. En la tabla 2 se expone la solución factorial retenida, destacando en negrita las cargas iguales o mayores a .30.

Los factores 1, 2 y 3 parecen reflejar, en ese orden, las dimensiones de autocontrol, autogestión, y deseos de aprender, identificadas originalmente por Fisher et al. (2001) en la EAAD. En el factor 1, 6 de sus 10 ítems (números 5, 12, 13, 14, 26 y 28) aparecen en el factor esperado (autocontrol). Si bien se esperaba que los ítems 9 y 27 surgieran, respectivamente, en autogestión y deseos de aprender, su inclusión en autocontrol es justificable ya que, en la estructura obtenida por Fisher et al. (2001), estos 2 ítems presentaron cargas iguales o superiores a .30 tanto en el factor esperado como en autocontrol. Los contenidos de los 2 ítems restantes (2 y 15) del factor 1, pertenecientes originalmente al factor autogestión, son consistentes con autocontrol, ya que, al igual que los ítems 5, 13, 27 y 28, aluden también a la posesión percibida de destrezas. En el estudio chileno de Fasce et al. (2011) los ítems 15 y 27 también surgieron como integrantes de autocontrol. A partir del contenido común de estos 10 ítems, la dimensión autocontrol expresada por el factor 1 puede ser definida como la convicción y confianza del estudiante en un dominio realista y responsable de sus habilidades de aprendizaje.

Por su parte, en el factor 2, 7 de sus 10 ítems (1, 3, 4, 21, 22, 23 y 24) surgieron en el factor esperado (autogestión). Aunque se esperaba que los ítems 11 y 25 emergieran en autocontrol, su pertenencia a autogestión es comprensible puesto que

Tabla 2 – Estructura factorial rotada de la Escala de Aprendizaje Autodirigido

Ítems EAAD	Factor 1	Factor 2	Factor 3
13. Tengo alta confianza en mis habilidades	.830	-.047	-.176
12. Tengo altos estándares personales	.723	.164	-.273
28. Puedo encontrar información por mi cuenta	.671	-.213	.175
27. Se puede confiar en que puedo aprender por mi cuenta	.576	-.004	.080
2. Tengo buenas habilidades de gestión	.558	.088	-.115
15. Confío en mi habilidad para buscar información	.499	-.045	.190
26. Soy responsable de mis propias decisiones y acciones	.438	.069	.163
5. Soy capaz de enfocarme en un problema	.307	.074	.152
14. Estoy consciente de mis propias limitaciones	.306	.152	.028
9. Aprendo de mis errores	.300	.161	.103
22. Soy autodisciplinado	-.019	.840	.019
21. Me doy tiempos específicos para mi estudio	-.220	.812	.187
23. Soy desorganizado	.068	-.759	.174
3. Me fijo horarios rigurosos	-.057	.662	-.013
11. Soy responsable	.038	.640	.007
4. Soy sistemático en mi aprendizaje	.103	.628	.037
24. Soy metódico	.225	.598	-.028
1. Priorizo mi trabajo	.057	.579	.024
29. Me falta control en mi vida	-.097	-.552	.110
25. Evalúo mi propio desempeño	.176	.375	.193
20. Disfruto aprendiendo nueva información	-.074	-.072	.933
19. Deseo aprender nueva información	-.106	-.043	.880
17. Tengo necesidad de aprender	-.097	.066	.698
18. Disfruto un desafío	.263	.026	.455
6. Necesito saber el por qué de las cosas	.178	-.155	.443
16. No disfruto estudiando	.108	-.260	-.442
7. Evalúo críticamente las ideas nuevas	.220	-.010	.392

Se destacan en negrita las cargas iguales o mayores a .30.

en Fisher et al. (2001) ambos ítems integraron tanto el factor autogestión como el factor autocontrol. El ítem restante (29), originalmente perteneciente a autocontrol, es congruente con autogestión, ya que refiere a una aptitud general para administrar la propia vida, incluyendo los ámbitos vitales más específicos, como la formación profesional. Atendiendo a sus 10 ítems, la dimensión autogestión reflejada por el factor 2 puede ser conceptualizada como la capacidad percibida del estudiante para planificar y ejecutar, de modo sistemático y responsable, sus propias acciones de aprendizaje.

Finalmente, en el factor 3, sus 7 ítems (6, 7, 16, 17, 18, 19 y 20) emergieron en el factor esperado (deseos de aprender). Según

Tabla 3 – Distribución en los niveles de desempeño por factores y sexo

Factores	Niveles de desempeño (%)			
	Bajo	Medio-bajo	Medio-alto	Alto
<i>Autocontrol</i>				
Mujeres	26	29	21	24
Hombres	25	33	21	21
<i>Autogestión</i>				
Mujeres	22	24	26	28
Hombres	33	29	23	15
<i>Deseos de aprender</i>				
Mujeres	17	35	20	28
Hombres	26	32	18	24

el contenido común de estos ítems, la dimensión deseos de aprender expresada por este factor puede ser definida como el anhelo del estudiante por aprender de manera proactiva y placentera.

Los factores presentaron intercorrelaciones positivas, moderadas y significativas: $r_s(396) = .506$ entre autocontrol y autogestión, $r_s(396) = .540$ entre autocontrol y deseos de aprender, y $r_s(396) = .453$ entre autogestión y deseos de aprender, $ps < .01$, conforme a la naturaleza oblicua de la solución factorial.

Consistencia interna

Los valores de los coeficientes alfa ordinal fueron .814 para autocontrol, .899 para autogestión, .848 para deseos de aprender y .912 para la escala total. Estos resultados indican que tanto los 3 factores como la escala total presentan una muy adecuada consistencia interna. En concordancia con la falta de normalidad univariada detectada en los ítems, la prueba de Kolmogorov-Smirnov indicó que tanto los puntajes individuales por factor como el puntaje total no se ajustan a una distribución normal.

Niveles de desempeño

Los 3 puntajes de corte usados para establecer los 4 niveles de desempeño (bajo, medio-bajo, medio-alto y alto) fueron $Q_1 = 3.80$, $Q_2 = 4.20$ y $Q_3 = 4.50$ para autocontrol, $Q_1 = 2.90$, $Q_2 = 3.50$ y $Q_3 = 4.00$ para autogestión, y $Q_1 = 3.86$, $Q_2 = 4.14$ y $Q_3 = 4.57$ para deseos de aprender.

Desempeño según sexo. En la tabla 3 se muestra la distribución de hombres y mujeres en los niveles de desempeño en los 3 factores. Solo se encontraron diferencias significativas en autogestión, $\chi^2(3) = 12.194$, $p = .007$, $d = .35$. El examen de los residuos estandarizados corregidos revela que esta diferencia es producida por una mayor concentración de hombres que de mujeres en el nivel bajo (33 vs. 22%) y a una mayor concentración de mujeres que de hombres en el nivel alto (28 vs. 15%), $ps < .01$. En autocontrol los resultados fueron $\chi^2(3) = 0.839$, $p = .840$, y en deseos de aprender, $\chi^2(3) = 4.362$, $p = .225$.

Desempeño según progresión en la carrera. Se encontraron correlaciones positivas, pequeñas y significativas entre los desempeños en los 3 factores y los años de estudio en la

carrera: $G(395) = .104$, $p = .050$ para autocontrol, $G(395) = .144$, $p = .007$ para autogestión, y $G(395) = .105$, $p = .045$ para deseos de estudiar. Así, los niveles de desempeño en estos 3 aspectos del AAD muestran una débil tendencia a incrementarse a medida que aumenta la progresión curricular del estudiante en la carrera.

Discusión

El presente estudio identificó en la EAAD una estructura de 3 dimensiones, todas internamente consistentes, definida por los factores oblicuos autocontrol, autogestión y deseos de aprender. Además, los niveles de desempeño en estos componentes presentaron algunas variaciones en función del sexo y la antigüedad en la carrera de los estudiantes.

La estructura trifactorial obtenida, aunque no es una réplica exacta de la configuración original, presenta bastante coherencia conceptual con ella y, por tanto, puede ser razonablemente interpretada conforme a los planteamientos de Fisher y King (2010). Además, los 3 factores aparecieron moderadamente relacionados, hallazgo que respalda la presunción básica de que ellos miden aspectos relativamente independientes de un mismo constructo, esto es, la disposición al AAD. Así, en la población estudiada esta escala es capaz de distinguir entre habilidades de autoaprendizaje (autocontrol), acciones de autoaprendizaje (autogestión) y motivación para el autoaprendizaje (deseos de aprender), distinción que permite obtener un perfil individual pormenorizado de esta disposición, que puede ser muy útil tanto en su diagnóstico como en el diseño y evaluación de estrategias pedagógicas orientadas a potenciarla (véase Sáiz & Bol, 2014).

A diferencia de otras investigaciones sobre la validez estructural de esta escala, en el presente estudio se obtuvo una solución factorial simple, esto es, cada ítem mostró cargas relevantes (iguales o mayores a .30) en solo un factor. Si bien no puede descartarse que tal estructura obedezca a particularidades de esta población de estudiantes de pedagogía, es posible también que la estrategia analítica empleada haya sido más pertinente y, por tanto, haya contribuido, al menos parcialmente, a este resultado.

En general, los estudios previos han explorado esta escala usando una factorización basada en la varianza total (componentes principales), con una rotación que asume independencia entre los factores (*varimax*), y considerando las respuestas a cada ítem como datos paramétricos. Esta aproximación, que ha sido ampliamente cuestionada (véase Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010), puede conducir a conclusiones erróneas. En contraste, el presente estudio incluyó una factorización basada exclusivamente en la varianza común (análisis factorial de rango mínimo), con una rotación que admite la posible interdependencia de los factores y maximiza la simplicidad de la estructura (rotación *promin*), y que toma en consideración el carácter ordinal de los ítems (matriz de correlaciones policóricas). Los coeficientes de consistencia interna empleados (alfa ordinales) atendieron también el nivel ordinal de los ítems.

Aunque la estrategia de análisis factorial empleada en el presente estudio pueda parecer más adecuada, debe tenerse en consideración que la estructura simple aquí obtenida, pese

a la interpretabilidad exhibida en esta población particular, no es equivalente a la estructura originalmente formulada por Fisher et al. (2001).

Este hallazgo, junto con la inestabilidad configuracional observada en otros estudios exploratorios o confirmatorios, ya revisados, pone en duda la invarianza estructural de la escala a través de distintas poblaciones. La ejecución de nuevos análisis factoriales exploratorios puede contribuir a esclarecer la estructura de la EAAD, siempre que ellos generen un progresivo refinamiento teórico, hasta ahora deficitario, del constructo medido por la escala. Solo entonces será posible disponer de suficiente fundamento teórico para proponer modelos factoriales de la EAAD y, luego, examinar tales modelos mediante análisis confirmatorio. En este sentido, Pérez-Gil, Chacón y Moreno (2000) desaconsejan someter a confirmación soluciones factoriales basadas exclusivamente en análisis exploratorios previos por cuanto estos autores plantean que tal proceder es netamente inductivo, sin teoría *a priori*, y está expuesto a ser metodológicamente tautológico. El presente estudio, al ofrecer meticulosas definiciones conceptuales de los factores encontrados, contribuye al esclarecimiento teórico del constructo abordado por la escala.

A partir de las distribuciones de puntajes, este estudio generó niveles de rendimiento para cada una de las 3 dimensiones de esta escala. Por tratarse de una muestra representativa, estos niveles de rendimiento pueden ser empleados como referentes normativos para la interpretación de puntajes obtenidos por respondientes de la misma población estudiantil aquí empleada o de poblaciones comparables.

La relación directa encontrada entre disposición al AAD y progresión en la carrera parece ser explicable desde 2 perspectivas, no necesariamente excluyentes: experiencia y maduración. Por una parte, esta relación obedecería a la acumulación de experiencia del estudiante en el proceso educativo, la cual estimularía la modificación de sus estilos de aprendizaje en una dirección más autónoma, generando, a su vez, una mayor confianza y control de sus propios logros académicos (O'Shea, 2003; Smedley, 2007; Williams et al., 2013). Por otra parte, y más allá de la experiencia educativa del estudiante, esta relación obedecería también a un proceso madurativo, puesto que la progresión en la carrera se superpone al incremento etario del estudiante (Chakravarthi & Vijayan, 2010). Esta última perspectiva es congruente con la noción de que el AAD se desarrolla en fases etarias sucesivas (Grow, 1991).

Los resultados muestran diferencias a favor de las mujeres en el factor *autogestión*. En un estudio previo en estudiantes de pedagogía chilenos, Parra, Cerda, López y Saiz (2014) igualmente reportan una superioridad femenina en este mismo factor. Estas diferencias de sexo también parecen ser una expresión de una trayectoria evolutiva. Durante la adolescencia tardía y la adultez emergente, etapas en las que se encuentran los participantes de este estudio, las mujeres tienden a adelantar su maduración biológica y psicológica respecto a los hombres, alentando en ellas un desarrollo más temprano de la disposición al AAD, ventaja que luego se disipa en las etapas evolutivas posteriores (Reio & Davis, 2005).

Este estudio no está exento de limitaciones. Primero, si bien la escala exhibió indicadores de validez y confiabilidad adecuados, es probable que diferencias culturales no identificadas

entre la población originaria en que fue construida (estudiantes australianos de Enfermería) y la población de este estudio sean responsables de las pocas desviaciones observadas en la estructura resultante. Ellas podrían eventualmente explicar la irrelevancia que presentaron 2 ítems (8 y 10) para capturar la disposición al AAD y que, por tal razón, fueron excluidos del análisis. Igualmente, ellas podrían explicar el cambio en la pertenencia factorial de algunos ítems.

Segundo, aunque este estudio empleó una muestra representativa, esta estuvo restringida a un segmento particular de estudiantes de pedagogía (educación media) de una universidad específica. Esto impide generalizar las propiedades psicométricas de la escala a estudiantes de educación parvularia, básica o especial, y, con mayor razón, a estudiantes de otras profesiones, de esta u otra universidad. Finalmente, como todo instrumento de autorreporte, esta escala solo refleja las percepciones que los respondientes tienen sobre su disposición al AAD, las cuales pueden o no ser coherentes con las conductas de aprendizaje que realmente despliegan.

Para futuras investigaciones se recomienda examinar el comportamiento psicométrico de la escala en otras poblaciones de estudiantes de pedagogía, de otras profesiones y/o de otras instituciones de educación superior. A fin de precisar su estructura, sería relevante superar la estrategia exploratoria y someter el modelo tridimensional a análisis factorial confirmatorio. Por constituir la validación de test un proceso acumulativo de evidencia, se aconseja también indagar otras fuentes de validez, distintas a aquellas referidas a la estructura interna del instrumento. Una de ellas podría ser la asociación de los puntajes de la EAAD con variables externas como, por ejemplo, diversos indicadores de rendimiento académico (notas, reprobación de asignaturas, avance curricular, retención, tiempo de egreso).

Concluyendo, este estudio aporta evidencia preliminar que respalda la EAAD como una opción válida y confiable para medir multidimensionalmente la propensión al AAD en, al menos, esta población particular de estudiantes de pedagogía chilenos.

Financiación

Este estudio fue financiado mediante el proyecto DIUFRO DI13-0040 por la Dirección de Investigación de la Universidad de La Frontera.

REFERENCIAS

- Cerda, C. (2013). Desarrollo profesional docente autónomo a través del uso de tecnologías de la información y comunicación [tesis doctoral inédita]. Universidad de La Frontera, Temuco, Chile.
- Cerda, C., López, O., Osses, S. y Saiz, J. L. (2015). *Análisis psicométrico de la escala de aprendizaje de autodirigido basada en la teoría de aprendizaje autodirigido de Garrison. Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 39(1), 49–59.
- Chakravarthi, S. y Vijayan, P. (2010). Analysis of the psychological impact of problem based learning (PBL) towards self-directed learning among students in undergraduate medical education. *International Journal of Psychological Studies*, 2(1), 38–43. <http://dx.doi.org/10.5539/ijps.v2n1p38>
- Deyo, Z. M., Huynh, D., Rochester, C., Sturpe, D. A. y Kiser, K. (2011). Readiness for self-directed learning and academic performance in an abilities laboratory course. *American Journal of Pharmaceutical Education*, 75(2), 1–6. <http://dx.doi.org/10.5688/ajpe75225>
- Domínguez, S. (2012). *Propuesta para el cálculo del alfa ordinal y theta de Armor. Revista de Investigación en Psicología*, 15(1), 213–217.
- Fasce, E., Pérez, C., Ortiz, L., Parra, P. y Matus, O. (2011). *Estructura factorial y confiabilidad de la escala de aprendizaje autodirigido de Fisher, King y Tague en alumnos de medicina chilenos. Revista Médica de Chile*, 139(11), 1428–1434.
- Ferrando, P. J. y Anguiano-Carrasco, C. (2010). *El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18–33.
- Fisher, M. J. y King, J. (2010). The Self-Directed Learning Readiness Scale for Nursing Education revisited: A confirmatory factor analysis. *Nurse Education Today*, 30(1), 44–48. <http://dx.doi.org/10.1016/j.nedt.2009.05.020>
- Fisher, M., King, J. y Tague, G. (2001). Development of a self-directed learning readiness scale for nursing education. *Nurse Education Today*, 21(7), 516–525. <http://dx.doi.org/10.1054/nedt.2001.0589>
- Flora, D. B. y Curran, P. J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological Methods*, 9(4), 466–491. <http://dx.doi.org/10.1037/1082-989x.9.4.466>
- Grow, G. O. (1991). Teaching learners to be self-directed. *Adult Education Quarterly*, 41(3), 125–149. <http://dx.doi.org/10.1177/0001848191041003001>
- Guglielmino, L. M. (1977). Development of the Self-Directed Learning Readiness Scale [tesis doctoral inédita]. University of Georgia, Athens, Estados Unidos.
- Gyawali, S., Jauhari, A. C., Shankar, P. R., Saha, A. y Ahmad, M. (2011). *Readiness for self-directed learning among first semester students of a medical school in Nepal. Journal of Clinical and Diagnostic Research*, 5(1), 20–23.
- Hendry, G. D. y Ginns, P. (2009). Readiness for self-directed learning: Validation of a new scale with medical students. *Medical Teacher*, 31(10), 918–920. <http://dx.doi.org/10.3109/01421590802520899>
- Knowles, M. S., Holton, E. F. y Swanson, R. A. (2011). *The adult learner: The definitive classic in adult education and human resource development*. Londres, UK: Elsevier.
- Kocaman, G., Dicle, A. y Ugur, A. (2009). A longitudinal analysis of the self-directed learning readiness level of nursing students enrolled in a problem-based curriculum. *Journal of Nursing Education*, 48(5), 286–290. <http://dx.doi.org/10.9999/01484834-20090416-09>
- Lorenzo-Seva, U. (1999). Promin: A method for oblique factor rotation. *Multivariate Behavioral Research*, 34(3), 347–365. http://dx.doi.org/10.1207/s15327906mbr3403_3
- Lorenzo-Seva, U. (2003). A factor simplicity index. *Psychometrika*, 68(1), 49–60. <http://dx.doi.org/10.1007/bf02296652>
- Lorenzo-Seva, U. y Ferrando, P. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods*, 38(1), 88–91. <http://dx.doi.org/10.3758/bf03192753>
- Merriam, S. B. y Caffarella, R. S. (1999). *Learning in adulthood: A comprehensive guide* (2nd ed.). San Francisco, CA: Jossey-Bass Publishers.
- Ministerio de Educación. (2010). Evaluación e investigación. Anuario estadístico de la evaluación docente 2009. Gobierno de Chile [consultado 23 Ene 2015]. Disponible en: http://www.docentemas.cl/dm06_anuario2009_a.php.

- O'Shea, E. (2003). Self-directed learning in nurse education: A review of the literature. *Journal of Advanced Nursing*, 43(1), 62–70. <http://dx.doi.org/10.1046/j.1365-2648.2003.02673.x>
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2009). *Creating effective teaching and learning environments: First results from TALIS*. Paris, France: OECD.
- Parra, J., Cerda, C., López, O. y Saiz, J. L. (2014). Género, autodirección del aprendizaje y desempeño académico en estudiantes de pedagogía. *Educación y Educadores*, 17(1), 91–107. <http://dx.doi.org/10.5294/edu.2014.17.1.5>
- Penman, M. (2013). *Do we have what it takes? An investigation into New Zealand occupational therapists' readiness to be self-directed learners* [tesis doctoral inédita]. University of Otago: New Zealand.
- Pérez-Gil, J. A., Chacón, S. y Moreno, R. (2000). Validez de constructo: el uso de análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12(2), 442–446.
- Ponti, M. (2013). Self-directed learning and guidance in non-formal open courses. *Learning, Media and Technology*, 39(2), 154–168. <http://dx.doi.org/10.1080/17439884.2013.799073>
- Reio, T. G. y Davis, W. (2005). Age and gender differences in self-directed learning readiness: A developmental perspective. *International Journal of Self-Directed Learning*, 2(1), 40–49.
- Sáiz, M. C. y Bol, A. (2014). Aprendizaje basado en la evaluación mediante rúbricas en educación superior. *Suma Psicológica*, 21(1), 28–35. [http://dx.doi.org/10.1016/S0121-4381\(14\)70004-9](http://dx.doi.org/10.1016/S0121-4381(14)70004-9)
- Shapiro, A. y Berge, J. F. (2002). Statistical inference of minimum rank factor analysis. *Psychometrika*, 67(1), 79–94. <http://dx.doi.org/10.1007/bf02294710>
- Smedley, A. (2007). The self-directed learning readiness of first year bachelor of nursing students. *Journal of Research in Nursing*, 12(4), 373–385. <http://dx.doi.org/10.1177/1744987107077532>
- Tabachnick, B. G. y Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics*. Boston, MA: Pearson Education.
- Timmerman, M. E. y Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209–220. <http://dx.doi.org/10.1037/a0023353>
- Torabi, N., Abdollahi, B., Aslani, G. y Bahrami, A. (2013). A validation of a self-directed learning readiness scale among preliminary schoolteachers in Esfahan. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 83, 995–999. <http://dx.doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.06.185>
- Williams, B. y Brown, T. (2013). A confirmatory factor analysis of the Self-Directed Learning Readiness Scale. *Nursing and Health Sciences*, 15(4), 430–436. <http://dx.doi.org/10.1111/nhs.12046>
- Williams, B., Boyle, M., Winship, C., Brightwell, R., Devenish, S. y Munro, G. (2013). Examination of the self-directed learning readiness of paramedic undergraduates: A multi-institutional study. *Journal of Nursing Education and Practice*, 3(2), 102–111. <http://dx.doi.org/10.5430/jnep.v3n2p10>
- Yuan, H. B., Williams, B. A., Fang, J. B. y Pang, D. (2012). Chinese baccalaureate nursing students' readiness for self-directed learning. *Nurse Education Today*, 32, 427–431. <http://dx.doi.org/10.1016/j.nedt.2011.03.005>
- Zumbo, B. D., Gadermann, A. M. y Zeisser, C. (2007). Ordinal versions of coefficients alpha and theta for Likert rating scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6(1), 21–29.