



REVISTA TÉCNICA

DE LA FACULTAD DE INGENIERÍA

Una Revista Internacional Arbitrada
que está indizada en las publicaciones
de referencia y comentarios:

- SCOPUS
- Compendex
- Chemical Abstracts
- Metal Abstracts
- World Aluminium Abstracts
- Mathematical Reviews
- Petroleum Abstracts
- Current Mathematical Publications
- MathSci
- Revencyt
- Materials Information
- Periódica
- Actualidad Iberoamericana

UNIVERSIDAD DEL ZULIA



Quiébranos de la Facultad de Ingeniería de la Universidad del Zulia

Patrimonio del Estado Zulia e
interés Cultural desde 2001

Fecha de Construcción:
1954-1958

Diseño: Arquitecto Carlos Raúl
Villanueva, con elementos
novedosos de adaptación
climática.

Policromía de la obra: Artista
Zuliano Víctor Valera.

Applied statistics: Validation of the scale of Fischer, King and Tague in engineering students

Pablo Müller Ferrés¹, Antonio Medina Rivilla¹ y Nathaly Vera-Gajardo³

¹Facultad de Educación, Universidad Nacional a Distancia, Madrid, España

³Dirección de Desarrollo y Evaluación curricular, Universidad Católica de Temuco, Temuco, Chile

*Autor contacto: pmuller@uct.cl

<https://doi.org/10.22209/rt.ve2019a02>

Recepción: 20/06/2019 | Aceptación: 29/10/2019 | Publicación: 01/12/2019

Abstract

The present study examines the structural validity and reliability of Fisher, King and Tague's Self-directed Learning Readiness Scale in a representative sample of engineering students at a Chilean university. The study also studied the scale's variations depending on gender and career. By using exploratory factor analysis, we obtained a solution with 3 oblique factors (self-control, self-management and eagerness to learn) similar to, and theoretically consistent with, the original structure of the scale and other studies. These 3 factors and the total scale presented an adequate internal consistency. Females evidenced higher performance levels than males in self-management, but no differences in the other factors. These results are discussed as preliminary evidence in support of the validity and reliability of the scale in this study population.

Keywords: Self-directed learning; Adult Learning; Scale Validation.

Estadística aplicada: Validación de la escala de Fischer, King y Tague en estudiantes de ingeniería

Resumen

El presente estudio examina la validez estructural y confiabilidad de la Escala de Aprendizaje Autodirigido de Fisher, King y Tague en una muestra representativa de estudiantes de ingeniería de una universidad chilena. Adicionalmente, se exploró su variación según sexo y carrera. Al utilizar un análisis factorial exploratorio se logró una solución de 3 factores oblicuos (autocontrol, autogestión y deseos de aprender) semejante a, y teóricamente coherente con, la estructura original de la escala y otros estudios. Estos 3 factores y la escala total presentaron una adecuada consistencia interna. Las mujeres exhibieron niveles de desempeño mayores que los hombres en autogestión, sin diferencias en los otros factores. Se discuten estos resultados como evidencia inicial que respalda la validez y confiabilidad de la escala en esta población.

Palabras clave: Aprendizaje Autodirigido; Aprendizaje de Adultos; Validación de Instrumentos.

Introducción

Entendemos como ingeniería civil a la disciplina de la ingeniería que emplea conocimientos de cálculo, mecánica, hidráulica y física para el diseño, construcción y mantenimiento de las infraestructuras construidas por el hombre, incluyendo carreteras, ferrocarriles, puentes, canales, presas, puertos, etc. y construcciones relacionadas [1, 2].

Como en toda profesión, el desempeño laboral exige un dominio actualizado de los conocimientos y destrezas que sustentan su quehacer particular. Debido a tal exigencia, se han generado 9.684 matriculas de posgrado en primer año en el área de ciencias exactas, [3] aunque no podemos pensar que todos los matriculados sean egresados de ingeniería, considerando los 12.700 titulados al año [3] si podemos pensar que un alto número de ellos prosigue su formación.

Los sistemas educacionales en la actualidad proponen lograr un mayor desarrollo de los alumnos, al prepararlos para ser funcionales en la sociedad del conocimiento, pero para ello los profesionales deben ser capaces de autoguiar sus aprendizajes [4].

Así, por ejemplo, la integración de las tecnologías de la información y comunicación (TIC) fomenta la posibilidad de aprender más allá de las fronteras definidas por los establecimientos y tradición educativa. Variados estudios han mostrado la necesidad de observar con detención el proceso de integración a la cotidianidad del aprendizaje autodirigido, pues los estudiantes logran (en promedio) mejor rendimiento y mejor disposición hacia el aprendizaje [5, 6, 7].

En este estudio se utilizará la definición de aprendizaje autodirigido de Garrison [8], Tennant [9] y otros: proceso por el cual un aprendiz asume la responsabilidad primaria de planificar, implementar y evaluar su propio proceso de aprendizaje y un agente o recurso, como un profesor o tutor, facilita el proceso [10].

Materiales y Métodos

Para el desarrollo del trabajo se utilizó como base el desarrollado por Cerda y Saiz [11] para validar la misma escala en estudiantes de Educación. La decisión de esto se basa en la posibilidad de comparación entre métodos y replicabilidad de ambos, lo que entrega mayor valor a ambos trabajos.

Participantes

La población de este estudio estuvo integrada por 1.527 alumnos que estudiaban, durante el primer semestre de 2019, una de las 6 carreras de

la Facultad de Ingeniería de la Universidad Católica de Temuco, Chile. 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 95% y una heterogeneidad de 50%, asumiendo el peor de los casos. Esta fórmula entregó un tamaño muestral de 308 estudiantes, esto es, el 21,17% de la población, se trabajo por estratos sin reemplazo [12] considerando para la construcción de estos el alumnado de cada carrera. En cada estrato se encuestó en el Campus San Juan Pablo II durante la primera y segunda semana de agosto de 2019, hasta completar los requerimientos.

En la tabla 1 se describe la composición de la muestra según procedencia de profesión.

Tabla 1. Carrera según estrato

	Frecuencia	Porcentaje
Civil Ambiental	20	6,5
Civil en Informática	47	15,3
Civil Geológica	17	5,5
Civil en Obras Civiles	79	25,6
Válido Civil Industrial	72	23,4
Civil Química	15	4,9
Geología	58	18,8
Total	308	100,0

La muestra se compone de 220 hombres (71,4%) y 88 mujeres (28,6).

En la tabla 2 se describe la composición de la muestra según el nivel que cursa actualmente.

Tabla 2. Año en la carrera

	Frecuencia	Porcentaje
1	14	4,5
2	38	12,3
Válido 3	95	30,8
4	125	40,6
5	36	11,7
Total	308	100

Instrumentos

Los 29 ítems de la versión refinada de la EAAD de Fisher y King [13] fueron extraídos de la versión extensa (40 ítems) que Fasce, Pérez, Ortiz, Parra & Matus [14] tradujeron y adaptaron para población universitaria chilena. Por consistencia con la

versión refinada original, se ajustó la redacción de los ítems de toda la escala. 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 que va desde 1 (muy en desacuerdo) hasta 5 (muy de acuerdo), siendo 3 neutro en a escala.

Se ajustó la escala de forma tal que los 3 factores reversos quedaran en orden al resto.

Métodos

Los participantes completaron el cuestionario EAAD complementado con datos de categorización a través de un sistema de encuesta en línea. La administración se realizó, como ya mencionó con anterioridad, mediante un sistema de envío de correos electrónicos a los estudiantes y con un tiempo de espera en la respuesta y luego la eliminación de la lista de los estudiantes ya seleccionados para enviar a los restantes hasta completar la muestra. Este estudio fue previamente aprobado por el Comité de Ética Científica de la universidad.

Análisis

Para el análisis de los datos se trabajó con los programas SPSS25 para Mac, Factor Analysis Application y IBM Amos. Se comenzó por explorar la calidad de los datos en busca de valores perdidos y casos atípicos multivariados según la distancia de Mahalanobis [15] y examinando la normalidad univariada de los ítems de la EAAD mediante la prueba de Kolmogorov-Smirnov para una muestra.

Luego, con el fin de determinar la estructura de la EAAD, las respuestas a sus 29 ítems fueron sometidas a un análisis factorial paralelo mediante el programa FACTOR [16]. Dada la inestabilidad de la estructura de la EAAD se empleó una estrategia exploratoria. El número de factores a retener se basó en la versión del análisis paralelo [17]. La extracción de factores fue realizada mediante un análisis factorial de rango mínimo [18], con una rotación oblicua promin siguiendo la sugerencia de Lorenzo-Seva [19] para potenciar la obtención de una estructura simple.

Dado 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 [20]. 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 0,32 se consideraron como pertenecientes al modelo, y se asignó según la mayor carga al factor cor-

respondiente. La consistencia interna de los factores fue examinada mediante el coeficiente alfa ordinal [21], calculado según el procedimiento desarrollado por Domínguez [22] y revisado por Domínguez-Lara [23].

A continuación, 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. Las asociaciones interfactores fueron examinadas mediante correlaciones rho de Spearman (rs) de los puntajes individuales en cada factor.

Resultados y Discusión

Se analizó la base en busca de valores perdidos para eliminarlos de ser encontrados, lo cual no ocurrió, manteniendo la base completa.

Validez interna del instrumento

La validación del cuestionario se realizó mediante, en primera etapa con el programa SPSS 25 para Mac, mediante el Alfa de Cronbach [24] de la muestra obteniendo 0,894 para muestra total. Este valor puede ser considerado como Bueno para una medición [25], por lo que se realizó el análisis de eliminación de elementos para verificar si mejora su valor obteniendo que debiesen ser eliminados los siguientes elementos:

- (3) Manejo horarios estrictos.

Luego de ello se obtuvo un valor de 0,895 para el estadígrafo.

Estructura factorial

Al analizar factorialmente los 28 ítems de la EAAD, tanto la prueba de esfericidad de Barlett [$\chi^2(406) = 2903,2, p < .00001$] como la prueba de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (0,883) respaldan 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 45,33% de la varianza. Sin embargo, el valor de la raíz cuadrada media de los residuales fue 0,073, valor superior al valor medio esperado para un modelo aceptable (0,0503), esto muestra un ajuste marginal de esta estructura factorial a los datos. Además, en la matriz rotada todos los ítems presentaron cargas factoriales inferiores al criterio mínimo de inclusión (0,320) en todos los factores.

El indicador de simplicidad [26] fue 0,969 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, como sigue:

- F1: V9, V19, V11, V13 y V17
- F2: V1, V2, V3, V4, V5, V6, V7, V8 y V14
- F3: V15, V16, V18, V19, V20, V21, V22, V23, V24, V25, V26, V27 y V28

Los factores 1, 2 y 3 parecen reflejar, en ese orden, las dimensiones de deseo de aprender, autogestión y autocontrol identificadas originalmente por Fisher, King, & Tague [13] en la EAAD. En el factor 1, con 6 ítems varía de lo obtenido por Fisher & King [27] pues en el citado estudio el factor estaba compuesto por 9 elementos, sin embargo el cambio de algunos ítems a autogestión y autocontrol, es justificable pues, en la estructura obtenida por los autores estas variables presentaron cargas iguales o superiores a .30 tanto en el factor esperado como en los otros.

Por su parte, en el factor 2, autogestión, carga con 8 de los 10 factores originales, lo cual muestra una diferencia no significativa, sobretodo considerando que el ítems 10 tiene una carga considerable en el factor, aunque un poco superior en deseo de aprender y el ítem 1, originalmente en deseo de aprender, carga solo un poco más en este factor es interesante notar que los factores 2 y 1 intercambian un valor manteniendo el factor 2 su cantidad de ítem, más no su composición original.

El factor 3, por último, se compone por 13 factores concordando los 10 factores originales, más los factores 16, 17 y 19 originalmente en el factor deseo de aprender. Sin embargo, entendiendo el concepto de deseo de aprender como la proactividad en el aprendizaje, los factores explican de manera bastante aceptable el constructo del factor.

Los factores presentaron intercorrelaciones positivas, moderadas y significativas: $rs(307) = 0,558$ entre autocontrol y autogestión, $rs(308) = 0,539$ entre autocontrol y deseos de aprender, y $rs(396) = 0,616$ entre autogestión y deseos de aprender, $ps < 0,01$, conforme a la naturaleza oblicua de la solución factorial.

Análisis en relación con variables de clasificación

El estudio original [27] así como los sucesivos [11, 13, 14, 28] han realizado análisis de categoría separando entre hombres y mujeres, por ello y con el fin de entender mejor el comportamiento se ha realizado este análisis, uno en base al año en su carrera y uno último en referencia a la carrera que se estudia.

El primer análisis que se presenta es el con

relación al sexo de los participantes, los resultados muestran que las mujeres están ligeramente sobre los hombres (3,97, n: 88; 3,84, n: 220), estadísticamente, lo que difiere de los estudios mencionados, pues en ellos las mujeres presentaban cierto nivel algo más alto que los hombres en la escala.

La diferencia con los estudios previos es la distribución de la muestra, en los casos previos la muestra no distribuía equitativamente entre hombres y mujeres, sin embargo, el de Fasce, Ortega, Pérez, Márquez, Parra, Ortiz & Matus [4] es el único en que se registran más hombres que mujeres, manteniendo la característica de una diferencia menor a favor de las mujeres.

En el caso del año en la carrera Cerda y Saiz [11] 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 se refieren a que los estudiantes aumentan sus valores a medida que aumenta su permanencia en la carrera, esto también se aprecia en el presente estudio con una media de 3,80 y un n de 14 para el año y una media de 3,88 y un n de 36 para último año, esto es relevante pues no hay la misma linealidad que en el mencionado estudio en relación al aumento de respuestas por año de permanencia.

Podemos apreciar que el índice mayor aparece en la carrera de Ingeniería Civil en Obras Civiles (3,96, n:15), mientras que el menor en Ingeniería Civil en Geología (3,71, n:17). Esto no llama la atención, pues la diferencia es de 15 décimas lo que se puede considerar estadísticamente irrelevante, sin embargo, también se debe notar que la cantidad de estudiantes de cada carrera es muy disímil.

Correlación de interfactores

Los factores generados mediante los análisis previos muestran tener una correlación positiva entre ellos como se ve en la tabla 9. Esto es relevante pues la escala precisa de esto para tener sentido lógico detrás de la misma, pues los factores explican en su conjunto el concepto de Aprendizaje Autodirigido.

Tabla 3. Correlación de Factores

	F1	F2	F3
F1	1,000		
F2	0,539	1,000	
F3	0,616	0,558	1,000

Consistencia interna del instrumento

Los valores de los coeficiente alfa ordinal fueron 0,821 para autocontrol, 0,786 para autogestión, 0,816 para deseos de aprender y 0,928 para la escala total. Estos resultados indican que tanto los 3 factores como la escala total presentan una adecuada consistencia interna, la baja en el tercer factor se debe a las cargas factoriales en el mismo como puede apreciarse en la tabla 2. Existe, además, falta de normalidad univariada detectada en los ítems, la prueba de Shapiro-Wilk indicó que tanto los puntajes individuales por factor como el puntaje total no se ajustan a una distribución normal.

Análisis Factorial confirmatorio

Utilizaremos el Análisis Factorial Confirmatorio para obtener la puntuación de cada sujeto en cada ítem que está generada por una variable no observada (denominada Factor Latente) que explica la variabilidad de las puntuaciones en el ítem. Previsiblemente, el Factor Latente nunca explicará de forma totalmente satisfactoria la variabilidad de las respuestas del ítem. A esta parte no explicada por el factor se le denomina error de medida (E) [29]. En nuestro caso el factor latente es el autoaprendizaje.

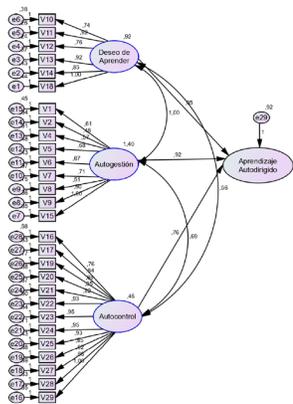


Figura 1: Análisis factorial Confirmatorio

Podemos ver en la Imagen que existe carga factorial, por lo que en la tabla 10 se presenta el detalle de los resultados

Tabla 4. Valores de Regresión (SEM)

			Estimado	Error	P	Etiqueta
F4	<---	F1	0,849	0,052	***	W1
F4	<---	F2	0,923	0,051	***	W2
F4	<---	F3	0,76	0,042	***	W3

Los valores de la tabla muestran que existe carga elevada y significancia en los 3 factores hacia el factor latente Aprendizaje Autoguiado (F4 en la tabla), por lo que podemos concluir que los constructos efectivamente representan al fenómeno investigado.

El presente estudio identificó en la Escala una estructura con 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 de la carrera de los estudiantes y su permanencia en ella, pero no en relación con su género.

La estructura factorial obtenida, aunque difiere de la original, mantiene coherencia conceptual con ella lo que permite ser interpretada conforme a los planteamientos de Fisher & King [13]. Además, los 3 factores aparecieron moderadamente relacionados, lo que respalda la presunción inicial de que ellos miden aspectos relativamente independientes de un mismo constructo, esto es, la disposición al aprendizaje autoguiado. 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 en esta disposición, lo que puede ser útil tanto en el diseño y evaluación de estrategias pedagógicas orientadas a potenciarla [30].

La mayoría de los estudios previos han explorado la escala [31] [32] 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, ha sido cuestionada [33] pues podría llevar a conclusiones erróneas. El presente estudio incluyó una factorización basada exclusivamente en la varianza común (análisis factorial de rango mínimo), con una rotación promin ya que admite la posible interdependencia de los factores y maximiza la simplicidad de la estructura y que considera 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.

Hay que considerar, que la estructura factorial obtenida en este estudio, a pesar de ser similar, no es equivalente a la original [27], esto aún puede deberse a características específicas de la muestra y para mayor certeza sería recomendable repetir con otro grupo de estudiantes.

Lo anterior, junto con la inestabilidad de

configuración observada en otros estudios exploratorios o confirmatorios revisados [4, 11, 28, 31, 33] pone en duda la invarianza estructural de la escala a través de distintas poblaciones. Como se mencionó la ejecución de nuevos análisis factoriales exploratorios puede contribuir a esclarecer la estructura de la EAAD en distintos contextos y de esta forma disponer de suficientes fundamentos teórico para proponer modelos factoriales de la EAAD y, luego, validar los mediante análisis confirmatorio. En este sentido, Pérez-Gil, Chacón Moscoso & Moreno Rodríguez [34] desaconsejan someter a confirmación soluciones factoriales basadas exclusivamente en análisis exploratorios previos dado que esto es netamente inductivo, sin teoría a priori, y está expuesto a ser metodológicamente tautológico. El presente estudio, al ofrecer definiciones conceptuales de los factores encontrados, contribuye al esclarecimiento teórico del constructo abordado por la escala.

Los resultados muestran diferencias a favor de las mujeres en las variables. En un estudio previo en estudiantes de pedagogía chilenos [28], igualmente reportan una superioridad femenina en este mismo factor. Estas diferencias de sexo también parecen ser una expresión de una trayectoria evolutiva [35].

Conclusiones

Se considera que el estudio presenta algunas limitaciones. En primer lugar, la escala exhibe indicadores de validez y confiabilidad suficientes, aunque 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 no pocas desviaciones observadas en la estructura resultante. Ellas podrían eventualmente explicar la irrelevancia que presentó el ítem “manejo horarios estrictos” para capturar la disposición al AAD y que fue excluido del análisis, mientras el ítem “me fijo horarios de estudio” tiene carga en dos factores. Igualmente, ello podría explicar el cambio en la pertenencia factorial de algunos ítems.

Segundo, aunque este estudio empleó una muestra representativa, esta estuvo restringida a estudiantes de ingeniería de una universidad específica. Esto impide generalizar las propiedades psicométricas de la escala a estudiantes de otras profesiones, de esta u otra universidad, en especial si se consideran las diferencias con respecto a la escala original para enfermería y los estudios presentados en pedagogía. Por último, 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 otras profesiones y/o de otras instituciones de educación superior, para de esta forma generar nuevos indicadores que validen los constructos teóricos. 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 prueba 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), continuidad de estudios, etc.

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 ingeniería chilenos.

Referencias Bibliográficas

- [1] Colegio de Ingenieros de Chile A.G; Calificación de Títulos Profesionales de Ingenieros para Admisión de Socios Activos – Colegio de Ingenieros (2006). Recuperado 10 de agosto de 2019, de <https://www.ingenieros.cl/calificacion-de-titulos-profesionales-de-ingenieros-para-admision-de-socios-activos/>
- [2] Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas - Universidad de Chile Hitos: - Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas - Universidad de Chile (2018). Recuperado 10 de agosto de 2019, de <http://ingenieria.uchile.cl/facultad/historia/87282/hitos>
- [3] CNED: TENDENCIAS INDICES POSGRADO PERÍODO 2005 – 2017 (2018). Recuperado de https://www.cned.cl/sites/default/files/tendencias_posgrado_03162017.pdf
- [4] Fasce H, E., Ortega B, J., Pérez V, C., Márquez U, C., Parra P, P., Ortiz M, L., & Matus, O.: Aprendizaje autodirigido en estudiantes de primer año de medicina de la Universidad de Concepción y su relación con el perfil sociodemográfico y académico. *Revista médica de Chile*, Volumen 141, No. 9 (2013) 1117–1125. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872013000900003>
- [5] García Martín, M.: La Autorregulación Académica como Variable Explicativa de los Procesos de Aprendizaje Universitario. Profesorado. *Revista de*

- Currículo y Formación de Profesorado, Volumen 16, No. 1 (2012) 203–221. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=56724377012>
- [6] López, O., & Valencia, N: diferencias individuales en el desarrollo de la autoeficacia y el logro académico Lopez y valencia. *Acta Colombiana de Psicología*, Volumen 15, No. 2 (2012) 29–41.
- [7] Zimmerman, B. J.: Investigating Self-Regulation and Motivation: Historical Background, Methodological Developments, and Future Prospects. *American Educational Research*, Volume 45, N. 1 (2008) 184–205. <https://doi.org/10.3102/000283120>.
- [8] Garrison, D. R.: Self-Directed Learning: Toward a Comprehensive Model. *Adult Education Quarterly*, Volume 48, No. 1 (1997) 18–33. Recuperado de https://www.researchgate.net/profile/D_Garrison/publication/249698827_Self-Directed_Learning_Toward_a_Comprehensive_Model/links/542afc8a0cf29bbc126a7c78.pdf
- [9] Tennant, M.: The Staged Self-Directed Learning Model. *Adult Education Quarterly*, Volume 42, No. 3 (1992) 164–166. <https://doi.org/10.1177/074171369204200304>
- [10] Cázares González, Y: Aprendizaje autodirigido en adultos: un modelo para su desarrollo. Trillas, México (2002).
- [11] Cerda, C., & Saiz, J. L.: Aprendizaje autodirigido en estudiantes de pedagogía chilenos: Un análisis psicométrico. *Suma Psicológica*, Volumen 22, No. 2 (2015) 129–136. <https://doi.org/10.1016/j.sumpsi.2015.08.004>
- [12] Malhotra, N. K.: *Marketing Research: An Applied Orientation*, 5th Edition. Prentice-Hall, Inc, New Jersey, (2007).
- [13] Fisher, M., & King, J.: The self-directed learning readiness scale for nursing education revisited: A confirmatory factor analysis. *Nurse Education Today*, Volume 30, No. 1 (2010) 44–48. <https://doi.org/10.1016/j.nedt.2009.05.020>
- [14] Fasce H, E., Pérez V, C., Ortiz M, L., Parra P, P., & Matus B, O.: Estructura factorial y confiabilidad de la escala de aprendizaje autodirigido de Fisher, King & Tague en alumnos de medicina chilenos. *Revista médica de Chile*, Volumen 139, No. 11 (2011) 1428–1434. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872011001100006>
- [15] Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S.: *Using multivariate statistics* (5th ed.). Using multivariate statistics 5th ed. (2007). <https://doi.org/10.1037/022267>
- [16] Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J.: FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods*, Volume 38, No. 1 (2006) 88–91. <https://doi.org/10.3758/BF03192753>
- [17] Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U.: Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, Volume 16, No. 2 (2011) 209–220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- [18] Shapiro, A., & Ten Berge, J. M. F.: Statistical inference of minimum rank factor analysis. *Psychometrika*, Volume 67, No. 1 (2002) 79–94. <https://doi.org/10.1007/BF02294710>
- [19] Lorenzo-Seva, U.: Promin: A method for oblique factor rotation. *Multivariate Behavioral Research*. Volume 34, No. 3 (1999) 347–365. https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3403_3
- [20] Flora, D. B., & Curran, P. J.: An evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological Methods*, Volume 9, No. 4 (2011) 466–491. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.4.466>
- [21] Zumbo, B. D., Gadermann, A. M., & Zeisser, C.: Ordinal Versions of Coefficients Alpha and Theta for Likert Rating Scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, Volume 6, No. 1 (2007) 21–29. <https://doi.org/10.22237/jmasm/1177992180>
- [22] Domínguez, S.: Propuesta para el cálculo del Alfa Ordinal y Theta de Armor. *Revista de Investigación en Psicología*, Volumen 15, No. 1 (2012) 213–217. <https://doi.org/10.15381/rinvp.v15i1.3684>
- [23] Domínguez-Lara, S.: Fiabilidad y alfa ordinal. *Actas Urológicas Españolas*, Volumen 42, No. 2 (2018) 140–141. <https://doi.org/10.15381/rinvp.v15i1.3684>
- [24] Cronbach, L. J.: Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*. Volume 16, No. 3 (1951) 297–334 <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- [25] George, D., & Mallery, P.: *SPSS for Windows Step by Step: A Simple Guide and Reference*, 17.0 update (10a ed.) Pearson, India (2010). Pearson. <https://doi.org/9780335262588>
- [26] Lorenzo-Seva, U.: A factor simplicity index. *Psychometrika*, Volume 68, No. 1 (2003), 49–60. <https://doi.org/10.1007/BF02296652>
- [27] Fisher, M., King, J., & Tague, G.: Development of a

- self-directed learning readiness scale for nursing education. *Nurse Education Today*, Volume 21, No. 7 (2001) 516–525. <https://doi.org/10.1054/nedt.2001.0589>
- [28] Parra, J., Cerda, C., López-vargas, O., & Saiz, J. L. Género, autodirección del aprendizaje y desempeño académico en estudiantes de pedagogía. *Educ. Educ.*, Volumen 17, No. 1 (2014) 91–107.
- [29] Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. *Análisis Multivariante*. (Prentice Hall, Ed.) (5a). Prentice Hall Iberia, Madrid (1999).
- [30] Sáiz Manzanares, M. C., & Bol Arreba, A.: Aprendizaje basado en la evaluación mediante rúbricas en educación superior. *Suma Psicológica*, Volumen 21, No. 1 (2014) 28–35. [https://doi.org/10.1016/S0121-4381\(14\)70004-9](https://doi.org/10.1016/S0121-4381(14)70004-9)
- [31] Lounsbury, J. W., Levy, J. J., Park, S. H., Gibson, L. W., & Smith, R.: An investigation of the construct validity of the personality trait of self-directed learning. *Learning and Individual Differences*, Volume 19, No. 4 (2009) 411–418. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2009.03.001>
- [32] Zhoc, K. C. H., & Chen, G.: Reliability and validity evidence for the Self-Directed Learning Scale (SDLS). *Learning and Individual Differences*, Volume 49 (2016) 245–250. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2016.06.013>
- [33] Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C.: El Análisis Factorial Como Técnica De Investigación En Psicología. *Papeles del Psicólogo*, Volumen 31, No. 1 (2010) 18–33. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77812441003>
- [34] Pérez-Gil, J. A., Chacón Moscoso, S., & Moreno Rodríguez, R. (2000). Validez de constructo: El uso de análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, Volumen 12, No. 2 (2000), 442–446. <https://doi.org/10.1177/0013164412473825>
- [35] Reio, T.G., J., & Davis, W. (2005). Age and gender differences in self-directed learning readiness: A developmental perspective. *International Journal of Self-Directed Learning*, Volume 2, No.1 (2005) 40–49. Recuperado de <https://www.scopus.com/record/display.uri?eid=2-s2.0-84862957345&origin=inward&txGid=0f39fc86709f40ce01a7bb1b286c0d77>



UNIVERSIDAD
DEL ZULIA

REVISTA TECNICA

DE LA FACULTAD DE INGENIERIA
UNIVERSIDAD DEL ZULIA

Volumen Especial, 2019, No. 1, pp. 154 - 262_____

*Esta revista fue editada en formato digital y publicada en Diciembre de 2019, por el **Fondo Editorial Serbiluz**, Universidad del Zulia. Maracaibo-Venezuela*

www.luz.edu.ve
www.serbi.luz.edu.ve
www.produccioncientificaluz.org