



REVISTA DIGITAL DE INVESTIGACIÓN
EN DOCENCIA UNIVERSITARIA
e-ISSN: 2223-2516

Revista Digital de Investigación en
Docencia Universitaria

E-ISSN: 2223-2516

revistaridu@gmail.com

Universidad Peruana de Ciencias
Aplicadas
Perú

Chávez Ventura, Gina; Merino Soto, César
VALIDEZ ESTRUCTURAL DE LA ESCALA DE AUTORREGULACIÓN DEL
APRENDIZAJE PARA ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS
Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria, vol. 9, núm. 2, julio-diciembre,
2015, pp. 65-76
Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas
Lima, Perú

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=498573045004>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org



Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

VALIDEZ ESTRUCTURAL DE LA ESCALA DE AUTORREGULACIÓN DEL APRENDIZAJE PARA ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS

STRUCTURAL VALIDITY OF THE LEARNING SELF- REGULATION QUESTIONNAIRE FOR UNIVERSITY STUDENTS

Gina Chávez Ventura*
Universidad César Vallejo, Perú

César Merino Soto**
Universidad de San Martín de Porres, Perú

Recibido: 02/10/15

Aceptado: 20/11/15

RESUMEN

El objetivo del estudio fue obtener evidencias de validez de la estructura interna del Cuestionario de Autorregulación del Aprendizaje (Learning Self-Regulation Questionnaire; LSRQ) y verificar la invarianza métrica comparada con un estudio previo. Los participantes fueron 237 estudiantes universitarios de los tres primeros ciclos académicos de una universidad privada, procedentes de tres ciudades del Perú (dos del norte y una de Lima). El análisis se realizó mediante un análisis factorial semiconfirmatorio, especificando como matriz de comparación (a) la configuración derivada de un estudio previo, y (b) la estimación libre de las cargas factoriales. Los resultados indican que dos dimensiones representan satisfactoriamente la estructura del instrumento; pero la invarianza métrica respecto a un estudio previo no fue satisfactoria. La re-especificación del modelo, mediante la eliminación de dos ítems con problemas de complejidad factorial y la estimación libre de los ítems, obtuvieron resultados satisfactorios. Se discuten estos resultados en el marco de la interpretación de sus puntajes y la falta de invarianza métrica.

Palabras clave: autorregulación del aprendizaje, propiedades psicométricas, validez estructural, universitarios.

ABSTRACT

The study's aim was to obtain evidence of validity of the Learning Self-Regulation Questionnaire (LSRQ) internal structure and to verify metric invariance compared with a previous research study. The participants were 237 university students from the first three academic

*gina.chavezv@hotmail.com

**sikayax@yahoo.com.ar

[RIDU]: Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria
Dic. 2015 - Año 9 - Nro.2 | LIMA (PERÚ)

semesters of a private university in three Peruvian cities (two in the North of Peru, and one in Lima). The analysis was performed by a semi-confirmatory factor analysis, specifying as comparison matrix: a) the configuration derived from a previous study, and b) the free estimation loadings factors. The results indicate that two dimensions represent the instrument structure satisfactorily; but the metric invariance compared to a previous study was not satisfactory. The re-specification of the model, by removing two items with factorial complexity problems and the free estimation of the items, was successful. These results are discussed so as to the interpretation of their scores and the lack of metric invariance.

Keywords: self-regulated learning, psychometric properties, structural validity, university students.

INTRODUCCIÓN

La masificación de la educación superior en las últimas décadas (Rama, 2008) ha conducido a que en diferentes contextos, los escolares —que aún no han consolidado su madurez— decidan la carrera que estudiarán, como parte de su educación terciaria. De este modo, los adolescentes, entre 16 y 17 años, al ingresar a las universidades, deberán adaptarse a las nuevas exigencias educativas (Chau y Saravia, 2015). El ingresante a la universidad generalmente encuentra que debe modificar varios aspectos organizativos propios, como sus métodos de estudio, el tiempo a sus actividades académicas y el esfuerzo por obtener éxito y garantizar su futuro profesional (Gutiérrez et al., 2010).

Para ello, será necesario que su aprendizaje sea autorregulado, en base a la independencia y autonomía personal, porque los estudiantes que autorregulan su aprendizaje tienen iniciativa y se esfuerzan por aprender (Rosário et al., 2014); se activan cognitivamente, afectiva y conductualmente (Rosário et al., 2009); son conscientes de sus habilidades y limitaciones (Rosário et al., 2014); guían su comportamiento de estudio en función de objetivos y estrategias

objetivos y estrategias (Quintana-Terés, 2014, Rosário et al., 2009, 2014); reflexionan sobre sus avances (Rosário et al., 2014) y mejoran el logro de aprendizaje (López, Hederich-Martínez y Camargo, 2012; Hernández Pina, De Fonseca y De Tejada, 2010; Rosário et al., 2012). Además, el aprendizaje autorregulado se ve favorecido por la percepción de utilidad del mismo, así como por la autoeficacia para su uso efectivo (Rosário, et al., 2012) y las estrategias de enseñanza empleadas por los profesores (Chaves, Trujillo y López, 2015; Gaeta, 2014; Santelices, Williams, Soto y Dougnac, 2014) en contextos de aprendizaje, tanto individual como colectivo (Järvelä, 2015).

Una de las perspectivas que explica la autorregulación del aprendizaje es la de Deci y Ryan (2002), quienes plantean, en su modelo de autodeterminación, que las personas orientan su conducta en base a su autodirección o autonomía; es decir, su motivación conducirá al compromiso por aprender. Enfatiza la importancia de los recursos inherentes y necesidades psicológicas innatas de autonomía, competencia y relación para

producir la automotivación y la salud mental y también examina los ambientes sociales que son antagonistas a esas tendencias (Ryan y Deci, 2000).

Como señalan Moreno y Martínez (2006), es una síntesis de las teorías de la evaluación cognitiva, integración organísmica, orientaciones de causalidad y de necesidades básicas e integra constructos como: motivación intrínseca, creencias de control interno, creencias de competencia personal, motivación por la tarea, feedback positivo, percepción de eficacia, causalidad interna y orientación hacia la autonomía.

En base a su teoría, Williams y Deci (1996) elaboraron el Cuestionario de Autorregulación del Aprendizaje aprendizaje (*Learning Self-Regulation Questionnaire; LSRQ*), que mide los estilos de regulación y motivacional de la persona en el contexto académico: autónomo y controlado. El primero se caracteriza por la autodeterminación y la motivación intrínseca; mientras que en el segundo predomina la motivación extrínseca. Dicho instrumento fue adaptado por Matos (2009) en una población universitaria de Lima, Perú. Mediante una estrategia exploratoria, se obtuvieron dos factores coherentes con Autonomía y Control; sin embargo, la evaluación de la estructura interna mediante el modelamiento de ecuaciones estructurales no fue satisfactorio, pues los índices de ajuste comparativo (CFI) y de ajuste absoluto (RMSEA) no alcanzaron los criterios usualmente exigentes para definir un ajuste aceptable: > 0.95 y < 0.05 (Hooper, Coughlan y Mullen, 2008; Hu y Bentler, 1999), respectivamente. Aparentemente, algunos aspectos estructurales no fueron resueltos, como la posible complejidad factorial de algunos ítems, es decir la relación existente entre un ítem y dos o más variables latentes irrelevantes (Merino y Grimaldo, 2010, 2011).

La falta de especificación de esta característica puede impactar en el decremento de los índices de ajuste debido a que no se modela la fuente de variabilidad de los ítems (Brown, 2006).

Los resultados de validación del LSRQ, sin embargo, no son concluyentes, dado que la validez no es una característica inherente al instrumento, y depende de varios aspectos como las características de la muestra de evaluados y el contexto (Martínez Arias, 2005). En ese sentido, resulta necesario comprobar la replicabilidad de la validez y confiabilidad del LSRQ en un amplio rango de estudiantes de otros contextos; esto contribuirá a cimentar las bases teóricas de la prueba, así como corroborar la generalización de sus propiedades psicométricas. Por lo expuesto, el objetivo del estudio preliminar es comprobar la validez estructural y la confiabilidad del Cuestionario de Autorregulación del Aprendizaje (LSRQ) en una muestra más heterogénea de estudiantes universitarios peruanos. Dado que hay reporte preliminar contextualmente relevante (Matos, 2009), el presente estudio también examinará la invarianza de estos previos hallazgos dentro de un marco de replicabilidad.

MÉTODO

Participantes

Se trabajó con una muestra no probabilística conformada por 237 estudiantes de una universidad privada de I y III ciclo de Trujillo, Lima y Cajamarca, matriculados en el segundo semestre 2013-II. El nivel socioeconómico estimado de los estudiantes es medio a medio alto. El 52% fueron varones; la edad promedio fue 19.98 ($DE = 3.05$); el 98% son solteros y el 70% no trabajan aún. La mayor parte de la muestra proviene de las carreras de Ingeniería (41%), Contabilidad y Finanzas (21%), Administración (19%), Derecho (16%), Psicología (2%) y Comunicaciones (1%).

Instrumento

Cuestionario de Autorregulación del Aprendizaje (LSRQ; Williams y Deci, 1996). Está conformado por 14 ítems y tiene como objetivo determinar si los estudiantes universitarios son controlados (escala de Control, 8 ítems) o autónomos (escala Autonomía, 6 ítems) en el contexto de aprendizaje académico. El formato de respuesta es ordinal de 5 puntos (tal y como se diseñó en el estudio original), desde *Nada verdadero para mí* hasta *Totalmente verdadero para mí*. Las instrucciones de respuesta solicitan al examinado una perspectiva general sobre la veracidad de cada ítem.

Procedimiento

Es una investigación de tipo instrumental (Montero y León, 2002). Su realización fue autorizada por los directivos de la universidad a solicitud de una de sus áreas interesada en conocer las características psicológicas de sus estudiantes. Se coordinó con una jefa de un departamento de atención psicológica para planificar el proceso de evaluación, a cargo de psicólogos e internos de psicología, previo entrenamiento. La aplicación del instrumento se hizo a mediados del semestre académico; fue de manera colectiva y en el aula de clase, con un número aproximado de 35 estudiantes en cada aplicación. Los participantes fueron informados sobre los objetivos de la evaluación y su participación fue voluntaria. El tiempo aproximado fue de 15 minutos.

Respecto al análisis, consistió en examinar la estructura interna del LSRQ mediante un procedimiento semiconfirmatorio. Este método evita que la identificación de la estructura dimensional se oriente esencialmente desde los datos, como ocurre en el análisis factorial exploratorio (Nunnally y Bernstein, 1995); y

también que el modelamiento sea altamente restrictivo, como ocurre en análisis factorial confirmatorio-modelamiento de ecuaciones estructurales (Nunnally y Bernstein, 1995). El procedimiento básico de esta metodología semiconfirmatoria exige definir una matriz que sirve de hipótesis (matriz target) hacia la cual rotar la solución factorial de los datos. El ajuste de esta rotación, con respecto a los datos, se evalúa mediante el coeficiente de congruencia (ϕ ; Tucker, 1951); coeficientes de congruencia mayores a 0.95 indican que ambas soluciones pueden considerarse idénticas (Lorenzo-Seva y ten Berge, 2006). La evaluación del modelo de medición del LSRQ se hizo en varias etapas: primero, se verificó la invarianza métrica entre los resultados de Matos (2009) y los presentes datos. Este tipo de invarianza consistió en ver si se mantenía la igualdad de las cargas factoriales de los ítems, conocido también como “invarianza métrica” (Elosua, 2005). El procedimiento específico se hizo mediante rotación de la solución factorial de los presentes datos hacia la configuración reportada en la tabla 2 del estudio de Matos (2009). El segundo paso fue evaluar la dimensionalidad con una nueva especificación del modelo, que consistió en identificar a cada ítem en su variable latente esperada (sin restringir ningún valor específico), y especificando el valor cero en la otra variable. Para este procedimiento factorial, se usó el programa Factor 9.2 (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2006).

RESULTADOS

Análisis preliminar

Los ítems mostraron un claro patrón en la tendencia de respuesta, pues aquellos que definen el comportamiento autónomo fueron más frecuentes, mientras que los de control lo fueron menos y levemente más dispersos (ver tabla 1). Por otro lado, la solución factorial no

Tabla 1
Estadísticos descriptivos y matriz de correlaciones policóricas

	au1	au2	au3	au4	au5	au6	au7	au8	au9	au10	au11	au12	au13	au14	F1	F2
au1	1.000														0.515	-0.097
au2	0.556	1.000													-0.225	0.656
au3	0.291	0.357	1.000												0.637	0.031
au4	0.244	0.410	0.550	1.000											0.146	0.423
au5	0.364	0.501	0.487	0.538	1.000										0.455	0.246
au6	0.254	0.317	0.215	0.348	0.431	1.000									0.621	0.117
au7	-0.123	-0.101	-0.126	-0.149	-0.256	0.019	1.000								-0.158	0.796
au8	0.144	0.256	0.010	0.095	0.074	0.140	0.309	1.000							-0.105	0.591
au9	0.177	0.221	0.564	0.401	0.295	0.197	0.067	0.078	1.000						0.694	0.05
au10	-0.131	-0.074	0.037	-0.120	-0.181	0.015	0.544	0.320	0.112	1.000					0.000	0.729
au11	-0.223	-0.164	0.050	0.006	-0.168	0.079	0.459	0.088	0.204	0.507	1.000				0.779	-0.125
au12	-0.128	0.062	0.155	0.071	-0.167	0.065	0.456	0.393	0.215	0.548	0.405	1.000			0.552	0.164
au13	0.206	0.221	0.174	0.326	0.373	0.690	0.008	0.142	0.186	0.076	0.175	0.147	1.000		0.488	0.239
au14	-0.071	0.054	0.037	-0.003	-0.101	0.066	0.468	0.349	0.102	0.641	0.387	0.533	0.186	1.000	-0.034	0.731
M	3.743	3.954	4.312	4.177	4.451	4.139	1.578	2.835	3.916	2.089	2.283	2.114	3.928	2.274	-	-
DE	0.992	1.040	0.925	0.951	0.849	0.977	0.927	1.357	1.064	1.203	1.249	1.205	1.136	1.367	-	-
<i>g</i> ₁	-0.168	-0.562	-1.301	-0.892	-1.594	-0.963	1.38	0.037	-0.57	0.763	0.599	0.696	-0.986	0.679	-	-
<i>g</i> ₂	-0.659	-0.489	1.307	0.091	2.161	0.337	0.869	-1.079	-0.461	-0.474	-0.591	-0.615	0.349	-0.801	-	-

Nota: g1: asimetría; g2: curtosis; F1 y F2: resultados factoriales no rotados

rotada parece mostrar un patrón diferenciado de cargas factoriales convergentes entre los ítems y sus constructos.

Evidencias de la estructura interna

Modelo completamente especificado.

En la especificación completa (basada en el trabajo de Matos, 2009), la congruencia de la solución total obtenida fue 0.605, un resultado similar al obtenido para la congruencia a nivel de los factores, por ser también debajo de 0.70. Estos niveles indican pobre congruencia respecto a la solución factorial obtenida, entre las cargas factoriales del estudio de Matos (2009) y los de la presente muestra. En el nivel de los ítems, 3 ítems (50%) de F1 (Autonomía) y 5 ítems (71%) de F2 (Control) estuvieron en el rango 0.85 y 0.94, que es el criterio de congruencia aceptable. Finalmente, el valor RMSR para el ajuste de acuerdo a los resultados de Matos (2009) fue 0.08, mayor al mínimo sugerido con el criterio de Kelley (como se citó en Harman, 1962). En conjunto, estos resultados indican que la configuración métrica de los resultados de Matos (2009) no se ajusta satisfactoriamente a los datos en el presente estudio.

Modelo parcialmente especificado.

En contraste, la especificación parcial en el que únicamente se identificó la ubicación de los ítems en sus dimensiones hipotetizadas, alcanzó coeficientes de congruencia entre el rango 0.85 y 0.94 (ϕ_i) para los ítems, para los factores (ϕ_F) y para la solución total (0.903). Todos los ítems de F1 alcanzaron un alto nivel de congruencia (≥ 0.95); y excepto dos ítems (5 y 13) en F2, el resto está alrededor de 0.95 o más. Estos niveles de ajuste son buenos, aunque contrasta con el RMSR (0.0809), que fue mayor al criterio propuesto por Kelley. Aparentemente, esta discrepancia del ajuste se debió también a la complejidad factorial de los ítems 5 y 13, los mismos que también expresaron problemas de

congruencia. El coeficiente de simplicidad SFI para estos ítems, 5 y 13, también fueron muy bajos ($0.65 <$); el ítem 2 también mostró baja simplicidad factorial, pero no tan bajo como los anteriores ítems.

Modelo modificado.

En esta evaluación de la estructura factorial, se removieron los ítems 5 y 13 para verificar sus efectos sobre la solución factorial total. Los resultados aparecen en la tabla 3, en que se muestra el ajuste de los ítems y los factores. Excepto en el ítem 4, los niveles de congruencia en el nivel de los ítems (ϕ_i), factores (ϕ_F) y solución total (0.970) fueron superiores a 0.95, lo que indica que el ajuste puede considerarse completo. Por otro lado, los indicadores de simplicidad factorial (SFI) de los ítems fueron también elevados, y esencialmente ≥ 0.95 . La simplicidad factorial de la solución total fue 0.98. Finalmente, el RMSR fue 0.0615, un valor inferior al establecido para esta muestra (0.0651), lo que en conjunto con los otros indicadores indica que este modelo modificado presenta el mejor ajuste.

Correlación entre factores. Usando la especificación de Matos (2009), la correlación interfactorial fue moderada y negativa (ver tabla 2), mientras que en la especificación parcial y el modelo modificado la correlación fue cero (ver tabla 3) y prácticamente igual a la observada en el estudio de Matos (2009).

Evidencias de confiabilidad

La consistencia interna (α ; Cronbach, 1951), estimada con la matriz de covarianza usual, fue de .702 y .744 para las escalas de Autonomía (F1) y Control (F2), respectivamente. Los intervalos de confianza correspondientes (Romano, Kromrey y Hibbard, 2010) basados en el método de Fisher (para tener una mejor cobertura en el contexto de ítems ordinales; Romano, Kromrey, Owens y Scott, 2011) fueron

Tabla 2
Solución factorial completa y parcialmente especificada

	Especificación Matos (2009)			Especificación parcial			
	F1	F2	ϕ_i	F1	F2	ϕ_i	SFI_i
au1	0.501	-0.051	0.995	0.518	-0.126	0.972	0.888
au3	0.671	0.101	0.149	0.638	-0.004	1.000	1.000
au6	0.684	0.193	0.962	0.620	0.083	0.991	0.965
au9	0.737	0.128	0.171	0.694	0.013	1.000	0.999
au11	0.766	-0.054	-0.070	0.784	-0.168	0.978	0.912
au12	0.628	0.237	0.936	0.549	0.134	0.971	0.888
au2	-0.012	0.689	1.000	-0.240	0.669	0.941	0.772
au4	0.294	0.475	0.850	0.137	0.415	0.950	0.803
au5	0.555	0.315	0.870	0.451	0.221	0.441	0.613
au7	0.105	0.848	0.992	-0.176	0.806	0.977	0.909
au8	0.091	0.631	0.143	-0.118	0.598	0.981	0.925
au10	0.247	0.792	0.298	-0.015	0.730	1.000	0.999
au13	0.587	0.311	0.468	0.484	0.212	0.402	0.678
au14	0.213	0.791	0.966	-0.049	0.734	0.998	0.991
ϕ_F	0.560	0.653		0.894	0.917	-	-
SFI_F	-	-		0.956	0.943	-	-
ω	0.828	0.833		0.803	0.787	-	-
φ							
F1	-	-0.40			0.076	-	-

F1: Autonomía. F2: Control. ϕ_F : congruencia de los factores. ϕ_i : congruencia de los ítems. SFI_i : simplicidad factorial del ítem. SFI_F : simplicidad factorial de los factores. φ : correlación interfactorial

Tabla 3
Solución factorial modificada

	F1	F2	h^2	ϕ_i	SFI_i
au1	0.536	-0.110	0.299	0.980	0.919
au3	0.708	0.026	0.502	0.999	0.997
au6	0.600	0.076	0.366	0.992	0.968
au9	0.673	0.011	0.453	1.000	0.999
au11	0.767	-0.160	0.614	0.979	0.917
au12	0.481	0.106	0.243	0.977	0.907
au2	-0.177	0.668	0.478	0.967	0.869
au4	0.209	0.438	0.236	0.902	0.629
au5	-	-	-	-	-
au7	-0.097	0.809	0.664	0.993	0.972
au8	-0.115	0.567	0.335	0.980	0.921
au10	0.047	0.728	0.532	0.998	0.992
au13	-	-	-	-	-
au14	0.024	0.741	0.550	0.999	0.998
ϕ_F	0.968	0.973			
SFI_F	0.960	0.980			
ω	0.798	0.825			
φ					
F1	-	-0.017			

F1: Autonomía. F2: Control. ϕ_F : congruencia de los factores. ϕ_i : congruencia del ítem. SFI_i : simplicidad factorial del ítem. SFI_F : simplicidad factorial de los factores. φ : correlación interfactorial

IC 95%: .63, .76 e IC 95%: .68, .79, para F1 y F2, respectivamente. Dado el contenido del análisis, que se basó en una matriz policórica, las estimaciones anteriores están atenuadas (Elosua y Zumbo, 2008), pues fueron calculadas sobre una matriz diferente. Basándose en la matriz de correlaciones policóricas, se calculó la consistencia interna α ordinal (α_o ; Elosua y Zumbo, 2008) mediante un programa *ad hoc* (Domínguez, 2012). Se halló que para F1 ($\alpha_o = .91$) y F2 ($\alpha_o = .87$) las confiabilidades fueron más elevadas y pueden considerarse estimaciones más apropiadas. El α_o calculado se hizo sin los dos ítems removidos (5 y 13) de F2. En este mismo contexto del análisis, la confiabilidad estimada desde un modelo congénico (ω) fue inferior respecto a α_o (ver tabla 3).

DISCUSIÓN

Los resultados obtenidos indican que la estructura de dos dimensiones latentes es razonable para los presentes datos, lo cual permite asegurar que estas dos dimensiones son empíricamente representativas respecto al marco teórico en que fueron construidas. Sin embargo, uno de los aspectos de esta validez no fue satisfactorio, como la invarianza de las cargas factoriales. Este tipo de invarianza es fundamental para proceder con otros tipos de invarianza más restringidos (Milfont y Fischer, 2010), como la invarianza de los interceptos y de los residuales. Por lo tanto, aunque dimensionalmente los ítems están asociados a constructos teóricamente identificables, la fuerza o intensidad con que los ítems se asocian a ellos no se mantienen constantes.

Esta discrepancia significa que existe una diferente interpretación del contenido de los ítems entre ambas muestras, es decir, del estudio de Matos (2009) frente a la presente muestra; y que la caracterización del constructo varía en relación a los ítems discrepantes. La observación

de estos ítems, por ahora, no permite inferir cómo interaccionan sus contenidos con las características de los participantes y, por lo tanto, hay una cuestión abierta que debe generar hipótesis para futuros estudios. En este contexto del análisis de la invarianza, los ítems problemáticos pueden ser removidos o los puntajes ajustados si se desea proseguir con comparaciones entre grupos, pero hay problemas con ambas soluciones. El primero es que los resultados no serían comparables con otros estudios, pues la remoción de los ítems alteraría seriamente la interpretación de los factores. El segundo se refiere a que esto exige el uso de una metodología de ecuaciones, que en este estudio no fue aplicada.

Un aspecto que la falta de replicabilidad parece haber influenciado ocurrió en la correlación entre los constructos. Al ajustar los datos a los parámetros estructurales de Matos (2009), la asociación entre los factores fue negativa.

Algunos aspectos no fueron evaluados y los mismos son parte de las limitaciones del presente estudio. En primer lugar, no se evaluó la invarianza de todos los parámetros de los ítems (interceptos y residuales), los cuales permitirían la comparación intergrupos en varios aspectos, como las medias y varianzas entre grupos (Elosua, 2005). Esta limitación se aplica a la comparación entre nuestros datos y el estudio de Matos (2009), y entre los grupos relevantes en la presente investigación, por ejemplo, varones y mujeres, o entre ciclos de estudio. El segundo aspecto no estimado indica que el tamaño muestral puede impactar en obtener mayor estabilidad y mayor error de muestreo en los estadísticos obtenidos, comparado con tamaños muestrales más grandes; por lo tanto, se requiere un mayor tamaño muestral que permita obtener conclusiones más representativas. Además, no

se verificó la similitud de las cargas factoriales dentro de cada factor, una característica conocida como tau-equivalente (Meyer, 2010) y que ayuda a interpretar el factor y respaldar el uso del coeficiente α como estimador apropiado de la confiabilidad por consistencia interna.

Finalmente, la interpretación de ambos constructos en la presente muestra indica que estos pueden coexistir cuando el sujeto enfrenta situaciones de aprendizaje académico. La correlación lineal entre ambos, igual a cero en este estudio, sugiere que el control y la autonomía no tienen que ser conductas opuestas, más bien pueden interactuar adaptativamente para obtener aprendizajes exitosos, pero se requiere explorar esto, y una investigación al respecto está garantizada.

Agradecimiento. Expresamos nuestra gratitud a la Mg. Ariana Hernández de Tejeda y a los docentes de la Universidad Privada del Norte, quienes facilitaron la evaluación a los participantes del estudio. También manifestamos nuestro agradecimiento a la Mg. Elsa Tatiana Chávez Gutiérrez, por la corrección de estilo.

REFERENCIAS

- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford.
- Chau, C. y Saravia, J. C. (2015). Adaptación universitaria y su relación con la salud percibida en una muestra de jóvenes de Perú. *Revista Colombiana de Psicología*, 23(2), 269-284. doi: 10.15446/rcp.v23n2.41106
- Chaves, E., Trujillo, J. y López, J. (2015). Autorregulación del Aprendizaje en Entornos Personales de Aprendizaje en el Grado de Educación Primaria de la Universidad de Granada, España. *Formación universitaria*, 8(4), 63-76. doi: 10.4067/S0718-50062015000400008
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297-334. doi: 10.1007/BF02310555
- Deci, E. L. y Ryan, R. M. (Eds.). (2002). *Handbook of self-determination research*. Rochester, NY: University of Rochester Press.
- Domínguez, L. (2012). Propuesta para el cálculo del alfa ordinal y theta de armor. *Revista de Investigación en Psicología*, 15, 213-217.
- Elosua, P. (2005). Evaluación progresiva de la invarianza factorial entre las versiones original y adaptada de una escala de autoconcepto. *Psicothema*, 17(2), 356-362.
- Elosua, P. y Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901.
- Gaeta, M. (2014). La implicación docente en los procesos de autorregulación del aprendizaje: una revisión sistemática. *Revista de Comunicación de la SEECI, Número extraordinario*, 74-81.
- Gutiérrez, J., Montoya, L., Toro, B., Briñón, M. A., Rosas, E. y Salazar, L. E. (2010). Depresión en estudiantes universitarios y su asociación con el estrés académico. *Revista CES Medicina*, 24(1), 7-17. Recuperado de <http://www.scielo.org.co/pdf/cesm/v24n1/v24n1a02.pdf>
- Harman, H. H. (1962). *Modern Factor Analysis* (2ª ed.). Chicago: University of Chicago Press.
- Hernández Pina, F. H., de Fonseca, P. y de Tejada, J. A. (2010). A self-regulated learning intervention programme: Impact on university students. *Revista de Educación*, 353, 571-588
- Hooper, D., Coughlan, J. y Mullen, M. (2008). Structural equation modelling:

- Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Järvelä, S. (2015). How research on self-regulated learning can advance computer supported collaborative learning. *Infancia y Aprendizaje*, 38(2), 279-294, doi: 10.1080/02103702.2015.1016747
- López, O., Hederich-Martínez, C. y Camargo, A. (2012). Logro en matemáticas, autorregulación del aprendizaje y estilo cognitivo. *Suma Psicológica*, 19(2), 39-50. doi: 10.14349/sumapsi2012.1229
- Lorenzo-Seva, U. y ten Berge, J. M. F. (2006). Tucker's Congruence Coefficient as a Meaningful Index of Factor Similarity. *Methodology*, 2, 57-64. doi: 10.1027/1614-1881.2.2.57
- Lorenzo-Seva, U. y Ferrando, P. J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavioral Research Methods, Instruments and Computers*, 38(1), 88-91.
- Martínez Arias, R. (2005). *Psicometría: teoría de los tests psicológicos y educativos*. Madrid: Síntesis.
- Matos, L. (2009). Adaptación de dos cuestionarios de motivación: Autorregulación del Aprendizaje y Clima de Aprendizaje. *Persona*, 12, 167-185.
- Merino, C. y Grimaldo, M. (2010). Complejidad factorial de la permisividad moral hacia las conductas moralmente controvertidas. *Interdisciplinaria*, 27(2), 297-314.
- Merino, C. y Grimaldo, M. (2011). Complejidad factorial y conducta moralmente controversiales. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 3(3), 38-43.
- Meyer, P. (2010). *Reliability: Understanding statistics measurement*. New York: Oxford University Press.
- Milfont, T. L. y Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research*, 3, 112-131.
- Montero, I. y León, O. (2002). Clasificación y descripción de las metodologías de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 2(3), 503-508.
- Moreno, J. A. y Martínez, A. (2006). Importancia de la teoría de la autodeterminación en la práctica físico-deportiva: fundamentos e implicaciones prácticas. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 6(2), 39-54.
- Nunnally, J. C. y Bernstein, I. J. (1995). *Teoría Psicométrica* (3ª ed.). México, D.F.: McGraw-Hill Latinoamericana.
- Quintana-Terés, María C. (2014). El aprendizaje autorregulado en estudiantes de educación superior (Tesis doctoral), Puebla, México: UIA Puebla.
- Rama, C. (2008). *Tendencias de la educación superior en América Latina y el Caribe en el siglo XXI*. Lima: Asamblea Nacional de Rectores.
- Romano, J. L., Kromrey, J. D. y Hibbard, S. T. (2010). A Monte Carlo study of eight confidence interval methods for coefficient alpha. *Educational and Psychological Measurement*, 70(3), 376-393. doi: 10.1177/0013164409355690
- Romano, J. L., Kromrey, J. D., Owens, C. M. y Scott, H. M. (2011). Confidence interval methods for coefficient alpha on the basis of

*gina.chavezv@hotmail.com

**sikayax@yahoo.com.ar

- discrete, ordinal response items: Which one, if any, is the best? *The Journal of Experimental Education* 79(4), 382-403. doi: 10.1080/00220973.2010.510859
- Rosário, P., Lourenço, A., Paiva, M. O., Núñez, J. C., González-Pienda, J. y Valle, A. (2012). Autoeficacia y utilidad percibida como condiciones necesarias para un aprendizaje académico autorregulado. *Anales de Psicología*, 28(1), 1695-2294.
- Rosário, P., Mourão, M., Baldaque, M., Núñez, J. C., González-Pienda, J., Cerezo, R. y Valle, A. (2009). Tareas para casa, autorregulación del aprendizaje y rendimiento en matemáticas. *Revista de Psicodidáctica*, 14(2), 179-192.
- Rosário, P., Pereira, A., Högemann, J., Nunes, A. R., Figueiredo, M., Núñez, J. C., Fuentes, S. y Gaeta, M.L. (2014). Autorregulación del aprendizaje: una revisión sistemática en revistas de la base SciELO. *Universitas Psychologica*, 13(2), 781-797. doi: 10.11144/Javeriana.UPSY13-2.aars
- Ryan, R. y Deci, E. L. (2000). La Teoría de la Autodeterminación y la Facilitación de la Motivación Intrínseca, el Desarrollo Social, y el Bienestar. *American Psychologist*, 55(1), 68-78
- Santelices, L., Williams, C., Soto, M. y Dougnac, A. (2014). Efecto del enfoque de autorregulación del aprendizaje en la enseñanza de conceptos científicos en estudiantes universitarios en ciencias de la salud. *Revista Médica de Chile*, 142 (3), 375-381. doi: 10.4067/S0034-98872014000300013
- Tucker, L. R. (1951). *A method for synthesis of factor analysis studies*. Personnel Research Section Report, 984. Washington, D. C.: Department of the Army.
- Williams, G. C. y Deci, E. L. (1996). Internalization of biopsychosocial values by medical students: A test of self-determination theory. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(4), 767-779. doi: 10.1037/0022-3514.70.4.767