

Self-Regulation Strategy Inventory—Self-Report (SRSI-SR): evidencias de validez, confiabilidad y equidad en estudiantes universitarios de la ciudad de Piura

Jimena Moscol Seminario¹
<https://orcid.org/0000-0001-9381-6778>
Lincol Orlando Olivas-Ugarte²
<https://orcid.org/0000-0001-7781-7105>

Recibido: 09.10.2020
Aceptado: 16.02.2021

RESUMEN

La presente investigación tuvo como objetivo general analizar las evidencias de validez, confiabilidad y equidad del Self-Regulation Strategy Inventory—Self-Report. Participaron 189 estudiantes universitarios entre 18 y 42 años. Dentro de los resultados obtenidos se encontró que los ítems 4, 8 y 9 no presentaban índices adecuados de homogeneidad corregida ni de comunalidad. Se constató las evidencias de validez convergente en relación con el autoconcepto y la autoeficacia académica y validez discriminante en relación a la ansiedad ante exámenes. Además, el AFE reportó cuatro factores con una varianza explicada de 69.55%, mientras que el análisis confirmatorio final, demostró ajuste del modelo de cuatro factores correlacionados ($X^2= 93.654$, $df= 71$, $X^2/df= 1.31$, CFI= .974, TLI= .967, RMSEA= .071, SRMR= .044). Además, se determinó la fiabilidad a través del coeficiente Alfa Ordinal reportando un índice en sus dimensiones de .85 en OT, .79 en HIR, .86 en OE, .86 en BI, y la fiabilidad total de .96. Finalmente, se encontró evidencias de equidad por sexo y edad, afirmando que la comparación de puntuación del este instrumento en base a estas variables, serán válidas y confiables en posteriores estudios.

Palabras clave: autorregulación del aprendizaje, validez, confiabilidad, equidad, estudiantes universitarios.

Inventory of self-regulation strategies - Self-report (SRSI-SR): evidence of validity, reliability and equity in university students in the city of Piura

ABSTRACT

The general objective of this research was to analyse the evidence of validity, reliability and equity of the Self-Regulation Strategy Inventory—Self-Report. 189 college students participated between the ages of 18 and 42. The results obtained were found that items 4, 8 and 9 did not have adequate rates of corrected homogeneity or communality. Evidence of convergent validity in relation to self-concept and academic self-efficacy and discriminatory validity in relation to exam anxiety. In addition, exploratory factorial analysis reported four factors with an explained variance of 69.55%, while the final confirmatory analysis, demonstrated fit of the four-factor correlated model ($X^2= 93,654$, $df= 71$, $X^2/df= 1.31$, CFI= .974, TLI= .967, RMSEA= .071, SRMR= .044). In addition, reliability was determined through the Alpha Ordinal coefficient by reporting an index in its dimensions of .85 in OT, .79 in HIR, .86 in OE, .86 in BI, and the total reliability of .96. Finally, evidence of equity by sex and age was found, affirming that the score comparison of this instrument based on these variables will be valid and reliable in subsequent studies.

Keywords: self-regulation of learning, validity, reliability, equity, university students.

INTRODUCCIÓN

La educación es el servicio que concede a todas las personas una autonomía de conocimientos y competencias fundamentales para superarse, además, es un derecho fundamental que todo niño, joven e inclusive adultos tienen (Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura [UNESCO], 2011).

El Ministerio de Educación y Formación Profesional de España (2019) tomó como base el informe titulado “Education at a Glance: OECD Indicators” publicado por la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico el mismo año. Dentro de sus datos reflejaron que el

¹ Universidad César Vallejo. Correo electrónico: jmoscol@ucvvirtual.edu.pe

² Universidad Privada del Norte. Correo electrónico: lolvivas2021@gmail.com

90% de los jóvenes de 17 años continúa en formación; sin embargo, a partir de los 18 años la tasa decae por debajo del 80%.

La etapa universitaria es uno de los pilares fundamentales que le permitirá continuar con esta formación educativa (Pérez y Castaño, 2016). En nuestro país, hasta la fecha la Superintendencia Nacional de Educación Superior Universitaria (SUNEDU, 2020a) ha otorgado 91 licenciamientos de universidades en el Perú y denegó 43 (SUNEDU, 2020b), asegurando que los estudiantes asistan a una universidad cuya infraestructura y equipamiento son adecuados, se cuente con mecanismos de inserción laboral, tengan docentes calificados, existan líneas de investigación, entre otros; asegurando su adecuada formación educativa (SUNEDU, 2015).

Pero, el estudiante no sólo requiere de un centro adecuado de estudio para formarse, sino de sus propias capacidades cognitivas, motivacionales y conductuales oportunas para llevar un periodo de formación adecuado; es decir, su autorregulación de aprendizaje [variable la cual posteriormente se le llamará ARA] (Zimmerman, 1990).

Dentro de las estadísticas encontradas, el Perú es uno de los países que sus formantes carecen del ARA, esencialmente en su motivación, corroborado por el reporte de Estadística de la Calidad Educativa (2019) del Ministerio de Educación (MINEDU) en donde sólo el 28.3% de los estudiantes concluyeron su educación superior a nivel nacional. En sus regiones, Arequipa obtuvo el mayor índice con un 40.6% y la menor Apurímac con 13.4%; es decir, en todas las regiones, ni la mitad de los estudiantes concluyen la universidad.

Es por ello que, diversos autores plantean la necesidad de incorporar estrategias para evaluar el ARA de los currículos formativos, pues esta variable es un determinante esencial para el éxito académico (Gutiérrez-Braojos et al., 2014; Winne, 1997; Hernández y Camargo, 2017; Monge-López et al., 2017) logrando que los estudiantes universitarios logren la capacidad de planificar, dar seguimiento y evaluar su propio avance educativo según los objetivos planteados (Gutiérrez-Braojos et al., 2014).

El término autorregulación ha pasado de inicios inciertos para lograr convertirse en una de las variables más importante en la Psicología, siendo una clave básica de la naturaleza humana y la vida social (Vohs & Baumeister, 2011). La propuesta del ARA ha sido desarrollada por el investigador Zimmerman, quien aportó teóricamente definiendo la variable (1989a, 1989b), estableció las características del estudiante que le permiten maximizar sus capacidades en el aprendizaje (Zimmerman, 1990), además, determinó las tres fases esenciales para el proceso de aprendizaje: previsión, ejecución y reflexión (Zimmerman, 2000), entre otros aportes. No obstante, en la actualidad hay diversas propuestas teóricas, las cuales sólo modifican o aumentan sus características teóricas propuestas por Zimmerman, pero todas logran mantener el énfasis psicológico sobre la autonomía que se requiere en el ámbito académico (Vohs & Baumeister, 2016).

El contexto teórico del ARA, tiene como base la teoría del aprendizaje social-cognitivo de Bandura (2002) quien menciona que el funcionamiento humano está basado en la interrelación de tres agentes: personal, representativa y la agencia colectiva ejercida a través de la acción grupal. La agencia personal hace referencia a la influencia propia de las personas sobre sí mismas y su entorno en la gestión de sus vidas. En la agencia de representación detalla que las personas no siempre mantienen el control sobre todas las condiciones que pueden presentar afectando su vida cotidiana; sin embargo, buscan su bienestar y resultados a través de la influencia de recursos, conocimientos y medios oportunos. Por último, en la agencia colectiva, las personas interactúan y combinan sus conocimientos, recursos y/o habilidades para actuar en conjunto dándole forma a su futuro.

Uno de los instrumentos que miden la variable de estudio “Autorregulación de Aprendizaje” es el SRSI-SR, el cual es un instrumento diseñado por Cleary (2006) en base a tres factores; sin embargo, en la investigación de Hernández y Camargo (2017) obtuvieron como resultados una estructura con cuatro factores dividiendo al primer factor gestión del ambiente y de la conducta por la dimensión organización del entorno y otra llamada organización de la tarea. Por otro lado,

Zambrano et al. (2018) revisaron la escala adaptada de Hernández y Camargo (2017) y concluyeron que el SRSI-SR media el ARA con 16 ítems englobadas en cuatro factores (búsqueda de la información [BI], organización del entorno [OE], organización de la tarea [OT] y hábitos inadecuados de regulación [HIR]). Como su propio nombre lo dice, es un Inventario, que es considerado como un autoinforme. Este tipo de instrumento recaba cualquier tipo de información propia de cada examinado, el cual implica diversos procesos como: memoria, pensamiento y lenguaje para poder dar respuesta a la información solicitada bajo su experiencia (Fernández-Ballesteros, 2013).

Por lo mencionado, la presente investigación se estableció como objetivo analizar las evidencias de validez, confiabilidad y equidad del SRSI-SR en estudiantes universitarios de la ciudad de Piura, 2020.

MÉTODO

Diseño

Es un estudio instrumental orientado a analizar las evidencias psicométricas del Self-Regulation Strategy Inventory Self-Report (Montero & Alonso, 1992, Montero & León, 2002; Ato et al. 2013).

Participantes

El muestreo fue no probabilístico por conveniencia, el cual permite considerar a las personas que son accesibles para el investigador y que deseen ser incluidos (McMilan y Schumacher, 2005; Otzen y Materola, 2017). Participaron del estudio 189 estudiantes universitarios, entre los 18 y 42 años, con una media de 21.02, de los cuales 91 fueron hombres y 98 mujeres. El criterio de muestra se basó en Hair et al. (2004), quienes señalan que se debe considerar a 10 participantes por ítem como tamaño mínimo requerido para realizar un AFE.

Instrumentos

Self-Regulation Strategy Inventory Self-Report: la versión utilizada fue la de Zambrano et al. (2018), al realizar el AFE, los autores descartando los ítems 5 y 18 por obtener puntajes inferiores a .40, además, el AFC presentó un índice muestral KMO= .883 y una varianza explicada acumulada de 55.93%.

Escala de Autoconcepto Académico (EAA): creado en Argentina por Schmidt et al. (2008) compuesta por 14 ítems contenidos en dos dimensiones, luego Olivas (2020) realizó un reporte inédito sobre la adaptación de la escala, la cual consta de 10 ítems con 7 opciones de respuestas. La fiabilidad fue determinada por el coeficiente Alfa con un puntaje de .85. Por otro lado, al realizar el AFC se obtuvo una estructura oblicua con unos índices de ajuste del CFI= .926, TLI= .902, RMSEA= .056 y el RMR= .071, además, sus ítems obtuvieron puntajes \geq .50.

Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas (EAPESA): creado por Palenzuela (1983) compuesto por 10 ítems para el contexto estudiantil (universitarios y adolescentes), posteriormente, García et al. (2014) confirmaron la solución estandarizada del modelo resaltando la estructura unifactorial. Se obtuvo una consistencia interna por medio del Coeficiente de Alfa de .87 y los siguientes índices de ajuste: CFI= .973, TLI= .965, RMSEA= .055 y el SRMR= .035.

Ítem único de ansiedad ante exámenes (IUAEX): elaborado por Domínguez-Lara (2017) cuya medición se basa sólo en el ítem “Durante los exámenes siento mucha tensión”, su forma de calificación tiene cuatro opciones desde 1= Casi nunca hasta 4= Casi siempre. La consistencia interna del instrumento fue de .872, IC 95%: .908-.940.

Procedimiento

Como primer paso de la investigación fue la búsqueda y selección del instrumento de medición de la variable de estudio, luego se comprobó su validez científica por medio de su publicación en revistas de alto impacto. Se determinó como instrumento principal el SRSI-SR versión adaptada por Zambrano et al. (2018). Posteriormente, se realizó un Formulario de Google en donde se precisaba el objetivo de investigación y el consentimiento informado de participación o no del

mismo. Dentro del formulario, además, se consideró el EAPESA, EAA y el IAUEX y se concluyó con una escala de veracidad siendo un filtro dentro de la investigación. A continuación, se procedió a enviar el formulario a la población cuya duración aproximada fue de 15 minutos.

Análisis de datos

Tras la recolección de datos obtenida se descargó el Formulario con el Programa Microsoft Excel 2017, se procedió a depurar la data con una escala de veracidad excluyendo a 63 participantes cuyas respuestas reflejaban poca o nula credibilidad de resolución. En el mismo programa se cuantificaron las respuestas, de modo que los datos ingresarían al Paquete Estadístico para Ciencias Sociales SPSS-26 donde se analizaran los ítems por medio de los Estadísticos Descriptivos.

Luego, se realizó el AFC por medio del estadístico AMOS-26 permitiendo evaluar con su estimador de máxima verosimilitud (ML), determinando los índices de ajuste: Chi-square (χ^2), grados de libertad (df), índice de ajuste comparativo (CFI), índice de Tucker-Lewis (TLI), raíz del residuo cuadrático promedio de aproximación (RMSEA) y la raíz media cuadrática residual estandarizada (SRMR) (Hu & Bentler, 1995). Así también, se realizó el AFE con el programa Factor Analysis versión 10.10.03, empleando el estimador robusto de mínimos cuadrados ponderados diagonalizados (RDWLS) con rotación Promin (Lorenzo-Seva, 1999).

Luego, se obtuvo el coeficiente de correlación de Pearson para establecer la validez de criterio en relación a los otros instrumentos aplicados acorde a la teoría, determinando la dirección de la asociación lineal entre las variables, siendo un indicador de la intensidad de relación con la que se vinculan (Hernández et al., 2018).

Finalmente, se determinó la evidencia de fiabilidad por medio del coeficiente de Alfa Ordinal (Domínguez-Lara, 2012), por medio del Microsoft Excel (Elosua & Zumbo, 2008).

RESULTADOS

Análisis estadístico preliminar de los ítems:

Tabla 1

Análisis Estadísticos Preliminar de los Ítems del SRSI-SR (n=189)

Dimensión	Ítems	FR					M	D E	g1	g2	IHC	h ²	ID	Aceptable
		1	2	3	4	5								
HIR	1	9.5	17.5	39.2	22.2	11.6	3.1	1.1	-.10	-.50	.37	.43	.000	Sí
	2	0	1.6	29.1	41.3	28.0	4.0	.80	-.10	-1.0	.57	.72	.000	Sí
	3	0	5.3	31.7	33.9	29.1	3.9	.90	-.20	-1.0	.41	.56	.000	Sí
	4	1.6	19.0	37.6	27.0	14.8	3.3	1.0	.10	-.70	.26	.23	.000	No
OE	5	0	1.6	19.0	38.6	40.7	4.2	.80	-.50	-.70	.64	.74	.000	Sí
	6	0	3.7	23.8	37.0	35.4	4.0	.90	-.40	-.70	.69	.79	.000	Sí
	7	.5	7.4	33.9	36.0	22.2	3.7	.90	-.20	-.60	.66	.71	.000	Sí
	8	.5	14.8	43.9	29.1	11.6	3.4	.90	.20	-.50	.27	.18	.000	No
BI	9	6.3	12.2	48.1	22.2	11.1	3.2	1.0	-.10	.00	.23	.15	.000	No
	10	6.3	15.3	41.3	23.8	13.2	3.2	1.1	-.10	-.40	.69	.79	.000	Sí
	11	5.3	13.2	45.5	22.2	13.8	3.3	1.0	-.10	-.20	.70	.79	.000	Sí
	12	1.6	5.3	26.5	33.9	32.8	3.9	1.0	-.60	-.20	.54	.60	.000	Sí
OT	13	4.8	14.8	32.3	29.6	18.5	3.4	1.1	-.30	-.60	.74	.74	.000	Sí
	14	2.6	9.5	43.9	28.6	15.3	3.4	1.0	-.10	-.10	.73	.73	.000	Sí
	15	10.6	18.5	33.9	23.3	13.8	3.1	1.2	-.10	-.70	.78	.79	.000	Sí
	16	2.6	16.4	31.7	32.3	16.9	3.4	1.0	-.20	-.60	.58	.55	.000	Sí

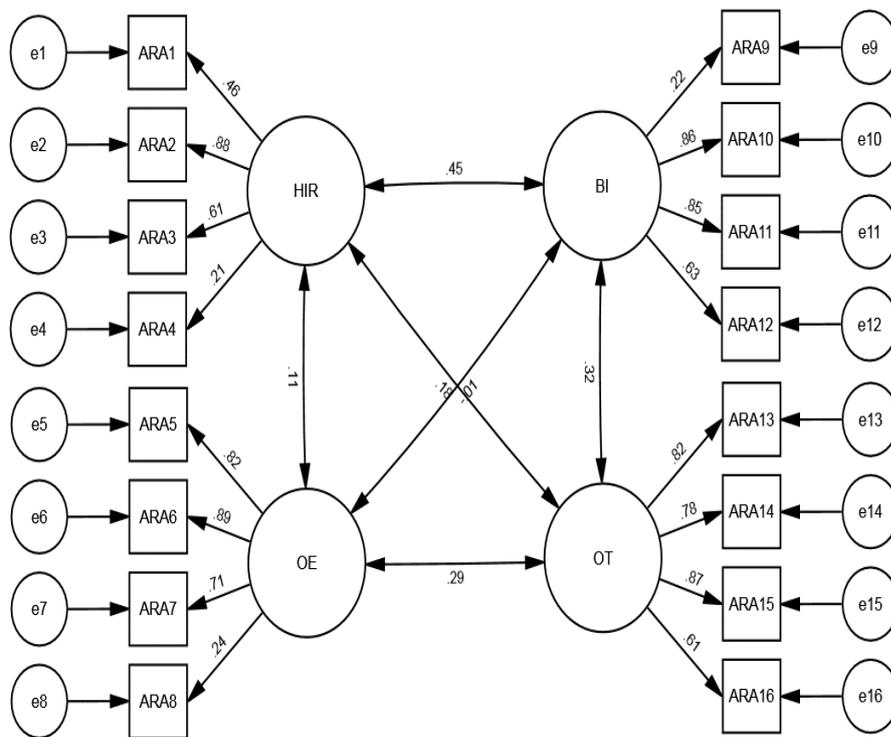
Nota: FR: Formato de respuesta; M: Media; DE: Desviación estándar; g¹: coeficiente de asimetría de Fisher; g²: coeficiente de curtosis de Fisher; IHC: Índice de homogeneidad corregida; h²: Comunalidad; ID: Índice de dispersión de grupos extremos (p < .001)

En la tabla 1, se observa que los ítems 2, 3, 5 y 6 presentaron niveles extremos de respuesta con un 0% en la alternativa más baja. Además, la media oscila entre 3.1 y 4.0, lo que indica que los participantes optaron en su mayoría por las alternativas 3 y 4, y la desviación estándar entre .8 y 1.2 reflejando similitud entre sus respuestas. Asimismo, los coeficientes de g^1 y g^2 están en el parámetro establecido de ± 1.5 (Pérez & Medrano, 2010; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010), informando una normalidad multivariada (González et al., 2006). En el IHC, sólo los ítems 4, 8 y 9 presentaron una correlación \leq a .30, no guardando relación con la medición esperada de su dimensión (Kline, 1986). De igual forma, dichos ítems obtuvieron una comunalidad \leq a .40, indicando su carencia interacción con la variable principal (Lloret-Segura et al., 2014).

Análisis factorial confirmatorio (AFC)

Figura 1

Diagrama de senderos de la propuesta original SRSI-SR



En el procesador AMOS, se verificó el modelo propuesto en la adaptación titulado como modelo inicial (1-A), el cual presentó los siguientes índices de ajustes: Chi= 278.002, df= 98, Chi/df= 2.83, CFI= .842, TLI= .807, RMSEA= .103 y SRMR= .111, no cumpliendo con los índices establecidos (Escobedo et al., 2015). Tras ese hallazgo, se procedió a la depuración de datos atípicos de la data; sin embargo, los índices no mejoraron.

Análisis factorial exploratorio (AFE)

Para realizar el AFE, se cumplieron los siguientes supuestos estadísticos: un determinante de .007, lo que indica que las variables están asociadas entre sí y permite su factorización (Méndez y Rondón, 2012), KMO de .76 y la prueba de esfericidad de Bartlett resultó estadísticamente significativa, permitiendo la continuación de este procedimiento (Urrutia y Palomino, 2010, Lloret-Segura et al., 2014). Asimismo, reportó una varianza explicada de 69.5%. En la matriz de componente rotado reportó cuatro dimensiones dentro de las cuales los ítems 1, 4, 8 y 9 presentaron complejidad factorial entre dos dimensiones (Merino y Grimaldo, 2010) y el ítem 9 en una dimensión diferente a la establecida. Posteriormente, se realizó el AFC en base a los

resultados del AFE, reportando índices de no adecuados de la estructura (modelo 2-A), por lo cual se decidió re-especificar la estructura tomando en cuenta las covarianzas de los ítems (modelo 3-A).

Tabla 2

Índices de ajustes de los modelos del SRSI-SR

Modelo	Estimador	X ²	df	X ² /df	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
Modelo 1-A	ML	278.002	98	2.83	0.842	0.807	0.103	0.111
Modelo 2-A	ML	229.827	98	2.34	0.893	0.869	0.085	0.088
Modelo 3-A	ML	104.644	71	1.47	0.969	0.96	0.05	0.071
Modelo 3-B	MLR	93.654	71	1.31	0.974	0.967	0.044	0.071

Nota: X²: Chi cuadrado; df: grados de libertad; CFI: Índice de ajuste comparativo; TLI: Índice de Tucker-Lewis; RMSEA: error de aproximación; SRMR: Residuo cuadrático medio estandarizado.

Los índices de ajustes obtenidos en el procesador AMOS del modelo 3-A, presentó un CFI= .969, TLI= .960, RMSEA= .50, SRMR= .71 y el CMIN/df= 1.474; sin embargo, al mismo modelo se le realizó un estimador MLR en el programador R Studio, obteniendo índices robustos en el modelo 3-B de: CFI= .974, TLI= .967, RMSEA= 0.044, SRMR= 0.071 (Hu & Bentler, 1999) y CMIN/df= 1.31.

Validez en relación a otras variables

Luego, se analizó la correlación de la variable principal con tres variables para determinar la relación existente entre ellas.

Tabla 3

Relación entre la autorregulación del aprendizaje, autoconcepto académico, autoeficacia académica y ansiedad ante exámenes

	Autoconcepto académico	Autoeficacia académica	Ansiedad ante exámenes
Autorregulación del aprendizaje	Correlación de Pearson Sig. (bilateral)	.437 .000	-.185 .002

Nota: La correlación es significativa en el nivel .01 (bilateral).

Los resultados obtenidos, determinan que la autorregulación del aprendizaje con el autoconcepto académico ($r = .437$) y con la autoeficacia académica ($r = .352$) son directamente proporcionales con una correlación moderada entre las variables (Roy-García et al., 2019). Asimismo, se constató que la variable principal es discriminante con la ansiedad ante exámenes ($r = -.185$).

Fiabilidad del instrumento

Al analizar la consistencia interna de la prueba por medio del coeficiente Alfa Ordinal tomando con base la matriz de correlaciones policóricas obtenidas en el programa Factor (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2007). La dimensión OT se obtuvo un .85, en HIR .79, en OE .86 y en BI .86. Además, se determinó la fiabilidad total con el mismo coeficiente, reportando un índice de .96.

Análisis de equidad

Tabla 4

Índices de ajuste del análisis de invarianza factorial del SRSI-SR

Según sexo	X2	Δ X2	df	Δ df	p	CFI	Δ CFI	RMSEA A	Δ RMSEA
Configural	192.22	...	142954061	...
Cargas factoriales	199.56	7.339	152	10	***	.956	.002	.058	.004
Interceptos	201.61	2.0410	162	10	***	.963	.007	.051	.007
Residuos	212.38	10.774	176	14	***	.966	.003	.047	.004
Medias latentes	220.32	7.940	180	4	***	.963	.004	.049	.002
Según edad	X2	Δ X2	Df	Δ df	p	CFI	Δ CFI	RMSEA A	Δ RMSEA
Configural	281.41	...	213938071	...
Cargas factoriales	300.11	18.706	233	20	***	.939	.001	.068	.004
Interceptos	327.02	26.905	253	20	***	.933	.006	.068	.001
Residuos	356.74	27.741	281	28	***	.933	.000	.065	.004
Medias latentes	375.07	20.314	289	8	***	.922	.011	.069	.004

Nota: Δ X2 = variación en la prueba X2, Δ df = Variación en los grados de libertad, Δ CFI = variación en el CFI, Δ RMSEA = variación en el RMSEA. *** El valor de probabilidad es estadísticamente significativo ($p < .001$).

En la tabla 4, se aprecia que la magnitud de los cambios en el CFI ($\Delta CFI < .01$) y el RMSEA ($\Delta RMSEA < .01$), a nivel de configuración, cargas factoriales, interceptos, residuos; cumpliendo con los índices mínimos (Chen, 2007) para informar sobre la equivalencia factorial del instrumento según la variable sociodemográfica de sexo y edad de los participantes.

DISCUSIÓN

El SRSI-SR o también conocido como Inventario de Estrategias de Autorregulación, es uno de los instrumentos de medición del ARA, trabajados en países como Chile, Colombia, Puerto Rico, Estados Unidos, entre otros. A diferencia de los estudios previos anteriormente mencionados, se buscó revisar las evidencias de validez, confiabilidad y equidad por primera vez en el Perú, específicamente en la ciudad de Piura, pues se carece de estudios psicométricos de este constructo psicológico en la nación.

En el primer objetivo, se analizó de forma preliminar los ítems, encontrando puntajes extremos en los niveles de frecuencia, según Camacho (2007) menciona que los errores encontrados pueden estar perturbados por el tamaño muestral y tipo de estudio utilizado; es decir, si la muestra del estudio incrementa y el muestreo de estudio es probabilístico, influirán en la precisión de los estimados. Asimismo, los ítems 4, 8 y 9 presentaron puntajes menores a lo esperado en el índice de homogeneidad corregida y en las comunalidades (Kline, 1999) lo que detalla que dichos elementos deben ser analizados.

Segundo, se realizó la validez de la estructura interna del instrumento, reportando que las dimensiones se correlacionaban con una medida independiente de la autorregulación (Monge-López et al., 2017) evaluando el modelo estructural propuesto por Zambrano et al. (2018) por medio del AFC reflejando índices de ajustes no adecuados (Morata-Ramírez et al., 2015) por lo que se procedió a revisar los datos atípicos de la data por medio del diagrama de cajas y bigotes; no obstante, no se obtuvieron resultados significativos. Por lo consiguiente, se realizó el AFE reafirmando las cuatro dimensiones (Hernández y Camargo, 2017; Zambrano et al., 2018), con una varianza explicada de 69.5%; sin embargo, tres ítems presentaron complejidad factorial, aunque la diferencia entre sus cargas permitió sus ubicaciones en la dimensión respectiva. Posteriormente, se realizó la estructura del AFC con la ubicación obtenida en el proceso anterior,

consiguiendo índices de ajuste mejorados, empero, el modelo aún no presentaba ajustes estadísticamente adecuados (modelo 2-A).

Revisando la covarianza entre los ítems, se detectaron que los pares de ítems: 4 (“Permito que las personas me interrumpen cuando estoy estudiando”) y 7 (“Me aseguro de que nadie me distraiga cuando estoy estudiando”), el ítem inverso 1 (“Evito preguntar en clase cuando no entiendo el tema”) con el ítem 9 (“Cuando no comprendo algún tema le pregunto al profesor”) tenían similitud en su contenido, por lo que se analizó excluir los ítems 4 y 9 cuyas cargas eran inferiores a la de su otro par en relación con la dimensión, confirmando con los índices de homogeneidad corregida y comunalidad de .26/.23 y .23/.15 respectivamente. Asimismo, el programa estadístico determinó que el ítem 8 (“Termino todas mis actividades académicas antes de iniciar otro tipo de actividades”) requería una transposición de la dimensión OE a la OT, el cual es afirmado con la definición de la OT propuesta de Zambrano et al. (2018), debido que el reactivo hace referencia al cese de las actividades académicas cumpliendo la secuencialidad necesaria. Al finalizar dicho análisis, el ajuste de la estructura mejoró mejoras en sus índices (Escobedo et al., 2015). Tras realizar dichos procedimientos se obtuvo un modelo con índices de ajustes adecuados (3-A) con un estimador MR; sin embargo, al emplear un estimador robusto MLR, los índices del mismo modelo mejoraron más (3-B).

En el tercer objetivo, se analizó la relación entre las variables en función de una medida externa por medio del coeficiente de Pearson (Martínez, 2005). La autorregulación del aprendizaje y el autoconcepto académico, reportaron una correlación de $r = .437$ y, con la autoeficacia académica $r = .352$, concordando con la teoría establecida (Alegre, 2014; Rosário et al., 2012; Dapelo y Toledo, 2006; Gaeta, 2006; Zimmerman, 2011), pues la autoeficacia académica hace referencia a la propia opinión del individuo respecto a lo que puede o no hacer con las habilidades o recursos en su entorno académico (Bandura, 1995) y el autoconcepto académico es la percepción que la persona mantiene de sí mismo ante su propia competencia en la etapa formativa (Goñi y Fernández, 2007). Ante la premisa, se determina que si el estudiante confía en sus propias capacidades, valora positivamente las labores académicas dejadas, se siente responsable al marcarse un objetivo y se concibe como una persona competente, podrá desarrollar diversas estrategias que le permiten regular su proceso formativo (Klassen et al., 2008); por lo contrario, si un estudiante carece de estrategias, se puede afectar el rendimiento académico del estudiante (Chávez, 2018) produciendo diversos indicadores como es la ansiedad ante exámenes, constatado con la relación discriminante ($r = -.185$) que presenta con el ARA.

En el cuarto objetivo se analizó la consistencia interna del SRSI-SR por medio del coeficiente Alfa Ordinal, según Domínguez-Lara (2012) este cálculo se realiza en base a los pesos factoriales (correlación ítem-factor) obtenidos en la matriz policórica, diferenciando en ella los ítems que componen cada factor, logrando obtener las comunalidades y unicidades automáticamente logrando conocer la estimación final (Elosua & Zumbo, 2008). Los índices obtenidos reflejan una fiabilidad adecuada en sus dimensiones y en la escala total, inclusive superior a los reportados en estudios anteriores (Hernández y Camargo, 2017; Zambrano et al., 2018; Monge-López et al., 2017), reafirmando la consistencia en la reespecificación elaborada en la presente investigación.

En cuanto al análisis de invarianza de la medición, realizado en la variable de sexo, se evidenció la equivalencia del SRSI-SR; es decir, los examinados (hombres o mujeres) y según su edad, logran interpretar y responder al instrumento de forma similar. Entonces, si los ítems miden la misma variable latente en forma idéntica según el sexo y edad, se puede afirmar que, si al aplicar el instrumento se encontraran diferencias en sus puntuaciones, estas se deberían al constructo y no a un sesgo propio de la medición (Caycho-Rodríguez, 2017).

Dentro de las limitaciones del estudio, se observa que el muestreo no fue representativo, tanto por el número de participantes del estudio como la forma de su selección; asimismo, no se ejecutó la validez de contenido por el método de criterio de jueces, debido a la carencia de accesibilidad de expertos del área de estudio; por otro lado, no se logró analizar la fiabilidad de la

estabilidad temporal; carece de un estudio de carácter transversal pues no se realizó un seguimiento a los cambios presentados de los sujetos de la muestra.

Finalmente, se comparó el presente estudio con la investigación realizada por Zambrano et al. (2018) en estudiantes de pedagogía chilenos, siendo el antecedente de más relevancia. En dicho estudio se reportó un índice de KMO superior al presente: .88 frente a un .76, permitiendo a ambos estudios proceder con el AFE; sin embargo, la varianza obtenida que reportaron es de 55.93% en comparación a 69.55%. Asimismo, se concordó la existencia de cuatro factores; no obstante, en el estudio tomado como antecedente, los autores dispusieron la eliminación de ítems bajo el criterio de puntajes con contribución \leq a .40, mientras que en este estudio se inició con un análisis preliminar de ítems, luego la detección de índices de ajuste de AFC por debajo de lo esperado (Morata-Ramírez et al., 2015), la presencia de datos atípicos, por consiguiente el AFE permitió determinar la estructura y las cargas factoriales de los ítems, luego se realizó el AFC considerando la nueva estructura obtenida y en el mismo proceso se determinó las covarianzas entre ítems 4 y 7, 1 y 9, y la presencia del reactivo 8 para la dimensión OT, para concluir se excluyeron los ítems con menor correlación presentada.

CONCLUSIONES

El SRSI-SR es un instrumento de medición, cuya variable de estudio es la autorregulación del aprendizaje. Se concluye que existen evidencias de validez, confiabilidad y equidad en universitarios de la ciudad de Piura; sin embargo, se requiere diversos estudios que tomen como base las limitaciones presentadas sobre todo para obtener la determinación de datos normativos y otras variables sociodemográficas para la invarianza de la medición.

Agradecimientos / Acknowledgments:

Los investigadores agradecen a los estudiantes universitarios que participaron en la investigación con los cuales se realizó el presente estudio por el apoyo otorgado.

Fuentes de financiamiento / Funding:

Autofinanciado

Rol de los autores / Authors Roles:

JMS: recogió y proceso la data, analizó los resultados estadísticos e interpretación.

L.O.O.U: redacción y corrección.

Aspectos éticos / legales; Ethics / legals:

Los autores declaran haber respetado los principios éticos que rigen a la Investigación normado por el establecido por el Código de Ética del Colegio de Psicólogos del Perú. Se solicitó el consentimiento informado a los participantes protegiendo sus identidades y resultados obtenidos.

Conflicto de intereses / Competing interests:

Los autores declaran bajo juramento no haber incurrido en algún conflicto de interés al realizar este artículo.

REFERENCIAS

- Alegre, A. (2014). Autoeficacia académica, autorregulación del aprendizaje y rendimiento académico en estudiantes universitarios iniciales. *Propósitos y Representaciones*, 2(1), 79-120. <http://doi.org/10.20511/pyr2014.v2n1.54>
- Ato, M., López, J., y Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <http://doi.org/10.6018/analesps.29.3.1785110>

- Bandura, A. (1995). *Self-efficacy in changing societies*. University Press
- Bandura, A. (2002). Social Cognitive Theory in Cultural Context. *Applied Psychology: An International Review*, 51 (2), 269-290. <https://doi.org/10.1111/1464-0597.00092>
- Camacho, J. (2007). Investigación, poblaciones y muestra. *Acta Médica Costarricense*, 49(1), 11-12. <https://www.redalyc.org/pdf/434/43449104.pdf>
- Caycho-Rodríguez, T. (2017). Importancia del análisis de invarianza factorial en estudios comparativos en Ciencias de la Salud. *Educación Médica Superior*, 31(2), 1-3. <http://www.ems.sld.cu/index.php/ems/article/view/1043/495>
- Chávez, G. (2018). *Rendimiento académico y ansiedad ante los exámenes en estudiantes de un centro pre universitario de Lima* (Tesis de titulación). Universidad Nacional Federico Villareal. <http://repositorio.unfv.edu.pe/handle/UNFV/2462>
- Chen, F.E. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14, 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cleary, T. (2006). The development and validation of the self-regulation strategy inventory—self-report. *Journal of School Psychology*, 44(4), 307–322. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2006.05.002>
- Dapelo, B. y Toledo, M. (2006). Estrategias de aprendizaje, autoconcepto y motivación: variables claves en la orientación de estudiantes universitarios. *Revista de Orientación Educativa*, 20, 53-70
- Domínguez-Lara, S. (2012). Propuesta para el cálculo del Alfa Ordinal y Theta de Armor. *Revista de Investigación en Psicología*, 15(1), 213-217. <https://doi.org/10.15381/rinvp.v15i1.3684>
- Domínguez-Lara, S. (2017). Ítem único de ansiedad ante exámenes: evidencias de validez convergente e incremental en estudiantes universitarios. *Educación Médica*, 19 (5), 264-270. <https://doi.org/10.1016/J.EDUMED.2017.04.004>
- Elosua, P. & Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20 (4), 896-901. <http://www.psicothema.com/psicothema.asp?id=3572>
- Escobedo, M., Hernández, J., Estebané, V. y Martínez, G. (2015). Modelos de Ecuaciones Estructurales: Características, Fases, Construcción, Aplicación y Resultados. *Ciencia & Trabajo*, 18 (55), 16-22. <https://scielo.conicyt.cl/pdf/cyt/v18n55/art04.pdf>
- Estadísticas de la Calidad Educativa. (2019). *Tasa de conclusión, educación superior, grupo de edades 25-34 (% del total)*. Ministerio de Educación.
- Fernández-Ballesteros, R. (2013). *Evaluación Psicológica: Conceptos, métodos y estudio de casos* (2a ed.). Ediciones Pirámide.
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31 (1), 18-33. <https://www.redalyc.org/pdf/778/77812441003.pdf>
- Gaeta, M. (2006). Estrategias de autorregulación del aprendizaje: contribución de la orientación de meta y la estructura de metas del aula. *Revista Electrónica Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 9 (1), 1-8. <https://www.redalyc.org/pdf/2170/217017165001.pdf>
- García, J., Inglés, C., Vicent, M., González, C., Pérez, A. y San Martín, N., (2014). Validación de la Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas en Chile y su Relación con las Estrategias de Aprendizaje. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación*, 1 (41), 118-131. <https://www.redalyc.org/pdf/4596/459646901011.pdf>
- González, N.; Abad, J. & Lévy, J.P. (2006). *Normalidad y otros supuestos en análisis de covarianzas*. Editorial Netbiblo
- Goñi, E. y Fernández, A. (2007). Los dominios social y personal del autoconcepto. *Revista de Psicodidáctica*, 12 (2), 179-194. <https://www.redalyc.org/pdf/175/17512202.pdf>
- Gutiérrez-Braojos, C., Salmerón-Pérez, H., y Muñoz-Cantero, J. (2014). El efecto modulador los patrones temporales sobre el logro en el aprendizaje autorregulado. *Revista Psicodidáctica*, 19(2), 267-287. <http://doi.org/10.1387/RevPsicodidact.10066>
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R. y Black, W. (2004). *Análisis Multivariante*. Pearson Prentice Hall.
- Hernández, A. y Camargo, A. (2017). Adaptación y validación del Inventario de Estrategias de Autorregulación en estudiantes universitarios. *Suma Psicológica*, 24(1), 9-16. <http://doi.org/10.1016/j.sumpsi.2017.02.001>
- Hernández, J., Espinosa, J., Peñaloza, E., Rodríguez, J., Chacón, J., Toloza, C., Arenas, K., Carrillo, S. y Bermúdez, V. (2018). Sobre el uso adecuado del coeficiente de correlación de Pearson: definición, propiedades y suposiciones. *Archivos Venezolanos de Farmacología y Terapéutica*, 37 (5). https://www.revistaavft.com/images/revistas/2018/avft_5_2018/25sobre_uso_adecuado_coeficiente.pdf
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria versus New Alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6 (1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Katz, M. H. (2006). *Multivariable analysis* (2a ed.). Cambridge University Press.
- Klassen, R., Krawchuk, L. & Rajani, S. (2008). Academic procrastination of undergraduates: low self-efficacy to self-regulate predicts higher levels of procrastination. *Contemporary Educational Psychology*, 33(4), 915- 931. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2007.07.001>
- Kline, P. (1986). *A handbook of test construction: Introduction to psychometric design*. Editorial Methuen.
- Kline, P. (1999). *The Handbook of Psychological Testing* (2a ed.). Editorial Routledge.

- Lloret-Segura, S.; Ferreres-Traver, A.; Hernández-Baeza, A. y Tomás-Marco, I. (2014). El Análisis Factorial Exploratorio de los Ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30 (3). <http://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>.
- Lorenzo-Seva, U. (1999). Promin: A Method for Oblique Factor Rotation. *Multivariate Behavioral Research*, 34, 347-365. https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3403_3
- Lorenzo-Seva, U. & Ferrando, P. (2007). *FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model*. University Rovira y Virgili.
- Martínez, R. (2005). *Psicometría: Teoría de los test psicológicos y educativos*. Editorial Síntesis.
- McMillan, J. y Schumacher, S. (2005). *Investigación educativa* (5a ed.). Pearson Educación.
- Méndez, C. y Rondón, M. (2012). Introducción al análisis factorial exploratorio. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 41 (1), 197-207. <https://www.redalyc.org/pdf/806/80624093014.pdf>
- Merino, C. & Grimaldo, M. (2010). Complejidad factorial de la permisividad moral hacia las conductas moralmente controvertidas. *Interdisciplinaria*, 27 (2), 297-314. http://www.scielo.org.ar/scielo.php?pid=S1668-70272010000200007&script=sci_arttext&tlng=pt
- Ministerio de Educación y Formación Profesional. (2019). *Panorama de la educación. Indicadores de la OCDE 2019*. Secretaría General Técnica.
- Monge-López, D., Bonilla, R., y Aguilar-Freyan, W. (2017). El Inventario de Estrategias de Autorregulación: traducción al español, características psicométricas preliminares y su relación con variables sociodemográficas en una muestra de estudiantes universitarios. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 35(1), 61-78. <http://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/apl/a.3729>.
- Montero, I. y Alonso, J. (1992). El cuestionario MAPE-II. En J. Alonso Tapia (ed.), *Motivar en la adolescencia: Teoría, evaluación e intervención*, 205-231. Servicio de Publicaciones de la Universidad Autónoma.
- Montero, I. y León, O. (2002). Clasificación y descripción de las metodologías de investigación en Psicología. *Revista Internacional de Psicología Clínica y de la Salud*, 2 (3), 503-508. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=33720308>
- Morata-Ramírez, M.; Holgado-Tello, F.; Barbero-García, I. y Méndez, G. (2015). Análisis factorial confirmatorio. Recomendaciones sobre mínimos cuadrados no ponderados en función del error Tipo I de Ji-Cuadrado y RMSEA. *Acción Psicológica*, 12 (1). <http://doi.org/10.5944/ap.12.1.14362>.
- Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura. (2011). *La UNESCO y la EDUCACIÓN "Toda persona tiene derecho"*. UNESCO. https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000212715_spa/PDF/212715spa.pdf.multi
- Otzen, T. y Materola, C. (2017). Técnicas de Muestreo sobre una Población a Estudio. *International Journal of Morphology*, 35(1), 227-232. <http://dx.doi.org/10.4067/S0717-95022017000100037>.
- Roy-García, I.; Rivas-Ruiz, R.; Pérez-Rodríguez, M. y Palacios-Cruz, L. (2019). Correlación: no toda correlación implica causalidad. *Revista Alergia México*, 66 (3). <http://dx.doi.org/10.29262/ram.v66i3.651>.
- Palenzuela, D. (1983). Construcción y validación de una escala de autoeficacia percibida específica de situaciones académicas. *Análisis y Modificación de Conducta*, 9 (21), 185-219.
- Pérez, E., & Medrano, L. (2010). Análisis Factorial Exploratorio: Bases Conceptuales y Metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66. https://www.redalyc.org/pdf/3334/Resumenes/Resumen_333427068006_1.pdf
- Pérez, S. y Castaño, R. (2016). Funciones de la Universidad en el siglo XXI: humanística, básica e integral. *Revista Electrónica Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 19(1), 191-199. <http://dx.doi.org/10.6018/reifop.19.1.202451>.
- Rosario, P., Pereira, A., Nunes, A., Figueiredo, M., Núñez, J., Fuentes, S., y Gaeta, M. (2013). Autorregulación del aprendizaje: una revisión sistemática en revistas de la base Scielo. *Universitas Psychologica*, 13(2), 781-798. <http://dx.doi.org/10.11144/Javeriana. UPSY13-2.aars>.
- Schmidt, V., Messoulam, N., & Molina, F. (2008). Autoconcepto académico en adolescentes de escuelas medias: Presentación de un instrumento para su evaluación. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 25(1), 81 – 106. <https://www.redalyc.org/pdf/4596/459645445005.pdf>
- Superintendencia Nacional de Educación Superior Universitaria. (2020a). *Universidades Licenciadas*. <https://www.sunedu.gob.pe/lista-de-universidades-licenciadas/>
- Superintendencia Nacional de Educación Superior Universitaria. (2020b). *Universidades con Licencia Denegada*. <https://www.sunedu.gob.pe/lista-de-universidades-denegadas/>.
- Superintendencia Nacional de Educación Superior Universitaria. (2015). *El Modelo de Licenciamiento y su Implementación en el Sistema Universitario Peruano* (1a ed.). <https://www.sunedu.gob.pe/condiciones-basicas-de-calidad-2/>
- Urrutia, J. y Palomino, R. (2010). Componentes principales en la determinación de estaciones con patrones homogéneos de temperatura en el chocó. *Scientia Et Technica* 16 (45), 257-262. <https://doi.org/10.22517/23447214.315>
- Vohs, K. & Baumeister, R. (2011). *Handbook of self-regulation: Research, theory, and applications* (2a ed.). Editorial Guilford Press.
- Vohs, K. D. & Baumeister, R. F. (2016). *Handbook of self-regulation: Research, theory, and applications* (3rd ed.). Editorial Guilford Press.

- Winne, P. (1997). Experimenting to bootstrap self-regulated learning. *Journal of Educational Psychology*, 89 (3), 397–410. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.89.3.397>
- Zambrano, C., Rojas, D., Díaz, A. y Salcedo, P. (2018). Propiedades Psicométricas del Inventario de Estrategias de Autorregulación en Estudiantes de Pedagogía Chilenos. *Formación Universitaria*, 11(5), 85-92 (2018). <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-50062018000500085>
- Zimmerman, B. (1989a). *Models of Self-Regulated Learning and Academic Achievement*. En B. Zimmerman & D. Shunck (Eds.), *Self-Regulated Learning and Academic Achievement: theory, research, and practice* (1-25). Springer-Verlag New York Inc.
- Zimmerman, B. J. (1989b). A social cognitive view of self-regulated academic learning. *Journal of Educational Psychology*, 81(3), 329–339. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.81.3.329>
- Zimmerman, B. J. (1990). Self-Regulated Learning and Academic Achievement: An Overview. *Educational Psychologist* 25(1), 3-17. https://doi.org/10.1207/s15326985ep2501_2
- Zimmerman, B. J. (2000). *Attaining self-regulation: A social cognitive perspective*. In M. Boekaerts, P. R. Pintrich, & M. Zeidner (Eds.), *Handbook of self-regulation* (p. 13–39). Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-012109890-2/50031-7>
- Zimmerman, B. J. (2011). *Motivational sources and outcomes of self-regulated learning and performance*. En B. J. Zimmerman, & D. H. Schunk (Eds.), *Handbook of Self-Regulation of Learning and Performance* (49-63). Taylor & Francis Group.