Revista Latinoamericana de Psicología

https://revistalatinoamericanadepsicologia.konradlorenz.edu.co/

ORIGINAL

Efecto de las creencias, el conocimiento y la autoeficacia docente sobre la promoción de la autorregulación del aprendizaje en universidades latinoamericanas

Alejandra Ilabaca-Faúndez[a], **Fabiola Sáez-Delgado**[b,*], **Javier Sánchez-Rosas**[c], **Samuel Portillo Peñuelas**[d]

[a] *Universidad Católica de la Santísima Concepción, Chile*
[b] *Escuela de Postgrado, Facultad de Educación, Universidad Católica de la Santísima Concepción, Concepción, Chile*
[c] *Departamento de Psicología, Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad Católica de Temuco, Temuco, Chile*
[d] *Departamento de Educación, Instituto Tecnológico de Sonora, Ciudad Obregón, Sonora, México*

Recibido el 10 de octubre de 2024; ***aceptado*** el 20 de marzo de 2025

Resumen | **Introducción/objetivo:** Las prácticas de promoción de la autorregulación del aprendizaje (Pro-ARA) son comportamientos e instrucciones que realiza el profesorado para fomentar en sus estudiantes la autorregulación del aprendizaje (ARA). Las principales variables predictoras de Pro-ARA docente son: creencias de ARA (CRE); autoeficacia docente (AUT) y conocimiento de ARA (CNC). Se analizó la Pro-ARA en docentes que imparten clases a carreras STEM (en español significa ciencia, tecnología, ingeniería y matemáticas) y Ciencias Sociales (CS) en países latinoamericanos. **Método:** Se realizó un estudio cuantitativo con diseño predictivo transversal aplicando cuatro escalas, donde se desarrollaron análisis descriptivos, correlacionales, comparativos y estructurales (SEM). Participaron 442 docentes de universidades de Chile, Argentina, Cuba, Ecuador y México. **Resultados:** El modelo estructural general indicó que las creencias, autoeficacia y conocimiento predicen las Pro-ARA. El modelo estructural del área STEM mostró que el conocimiento y las creencias predicen las Pro-ARA, mientras que para los docentes de Ciencias Sociales son la autoeficacia y el conocimiento las variables predictoras. **Conclusiones:** Se sugiere generar capacitaciones sobre Pro-ARA a docentes del área STEM y CS específicas que incluyen las variables que mostraron ser predictoras dentro de los modelos, puesto que primero los docentes deben conocer las Pro-ARA para sentirse autoeficaces para poder aplicarlas en el estudiantado.

Palabras clave: Autorregulación del aprendizaje, educación superior, creencias, autoeficacia docente, conocimiento, comportamiento docente

© 2025 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

Effect of beliefs, knowledge and teacher self-efficacy on the promotion of self-regulated learning in Latin American universities

Abstract | **Introduction/objective:** Self-regulation learning promotion practices (Pro-ARA) are behaviors and instructions that teachers carry out to promote self-regulation of learning (ARA) in their students. The main predictive variables of teacher Pro-ARA are: ARA beliefs (CRE); teacher self-efficacy (AUT) and ARA knowledge (CNC). The objective was to analyze Pro-ARA in teachers who teach STEM and Social Sciences (CS) courses in Latin American countries. **Method:** A

* Corresponding author.
E-mail: fsaez@ucsc.cl

https://doi.org/10.14349/rlp.2025.v57.3
0120-0534/© 2025 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

quantitative study with a cross-sectional predictive design was carried out applying four scales, where descriptive, correlational, comparative and structural analyses (SEM) were developed. 442 teachers from universities in Chile, Argentina, Cuba, Ecuador and Mexico participated. **Results:** The general structural model indicated that beliefs, self-efficacy and knowledge predict Pro-ARA; The structural model of the STEM area showed that knowledge and beliefs predict Pro-ARA, while for Social Sciences teachers, self-efficacy and knowledge are the predictor variables. **Conclusions:** It is suggested to generate training on Pro-ARA for STEM and CS teachers specific to the area that includes the variables that were shown to be predictors within the models, because teachers must first know the Pro-ARA to feel self-efficacious to be able to apply them to students.

Keywords: Self-regulated learning, higher education, beliefs, teacher self-efficacy, knowledge, teacher behavior

© 2025 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

Esta investigación se basa en la teoría de Zimmerman, la cual sigue vigente y se sustenta en lo sociocognitivo. La autorregulación del aprendizaje (ARA) se define como las percepciones de autoeficacia, y las estrategias diseñadas para optimizar estos procesos, como, por ejemplo, establecer objetivos intermedios para facilitar el estudio (Ilabaca-Faúndez et al., 2024; Zimmerman, 1990). Las estrategias de aprendizaje autorregulado son acciones y procesos enfocados en la adquisición de información o habilidades que involucran la agenda, el propósito y las percepciones instrumentales por parte de los estudiantes. Según Zimmerman (1990), posee tres etapas: (a) fase de planificación, (b) fase de ejecución y (c) fase de autorreflexión. Su importancia se ha reconocido en la literatura por su asociación directa con el éxito en el desempeño del estudiantado (Sáez-Delgado et al., 2023).

Las prácticas docentes de promoción del aprendizaje autorregulado (Pro-ARA) son los comportamientos e instrucciones que los docentes realizan para que el estudiantado desarrolle e implemente estrategias de ARA (Kistner et al., 2010). Una amplia evidencia respalda que la ARA es una habilidad que se puede aprender por medio de la observación, la instrucción y la práctica repetida de estas conductas en contextos diferentes (García Martín, 2012; Ilabaca-Faúndez et al., 2024; Schunk & Zimmerman, 1997). Por ello, el rol del profesorado en el modelamiento de la ARA se vuelve crucial.

Sin embargo, son escasos los estudios que han explorado la Pro-ARA y los que existen, han demostrado que los docentes conocen poco sobre ARA (Barr & Askell-Williams, 2020), informan escasas e insuficientes prácticas para fomentar de manera efectiva la ARA durante la clase (López-Angulo et al., 2023), pero, a su vez, reconocen que son herramientas claves para que el estudiantado genere un control de sus trayectorias académicas y la vida misma (López-Angulo et al., 2024).

Un estudio consensuó que las creencias, el conocimiento y la autoeficacia que tenga un profesor universitario se relaciona con su capacidad para fomentar la ARA en sus estudiantes (Sáez-Delgado et al., 2022). Es decir, para que el profesorado se proponga en sus clases promover la ARA en sus estudiantes, necesita tener las creencias que la ARA es una habilidad imprescindible para el éxito y el aprendizaje de sus estudiantes, también saber en qué consiste el proceso de ARA y autopercibirse capaz de promoverla.

Las creencias sobre ARA (CRE) son las creencias epistemológicas que tiene un docente sobre las prácticas de promoción de la ARA (Welch & Roy, 2012); en este caso, las construcciones que el docente tiene sobre la importancia y utilidad de que sus estudiantes avancen en el desarrollo de habilidades autorregulatorias de su estudio. El conocimiento (CNC) acerca de la ARA se entiende como cuánto conoce el profesorado sobre el proceso de ARA (Sáez-Delgado et al., 2022). La autoeficacia para promover la ARA (AUT) se define como las creencias individuales de los docentes sobre su propia capacidad para promover en sus estudiantes la ARA (Bandura, 1977; De Smul et al., 2018). Estas tres variables (CNC, AUT, CRE) parecen ser la base fundamental para que los docentes tomen decisiones para promover el desarrollo de procesos educativos y de formación de mayor calidad asociados a la estimulación de la ARA (Dignath, 2016; Kistner et al., 2015; Merchan & Hernández, 2018; Sáez-Delgado et al., 2022).

La propuesta de la presente investigación se basa en el vacío teórico y empírico que existe en la literatura sobre la medición de las prácticas docentes universitarias de promoción de ARA (Bruna, 2016). Aunque han sido medidas en docentes a nivel escolar (Sáez-Delgado et al., 2022), no se han encontrado investigaciones relacionadas con las variables que permiten incrementar la frecuencia y uso de estas prácticas en docentes universitarios latinoamericanos. Este vacío es especialmente notable en docentes de diferentes áreas OCDE (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico) o de conocimiento, como el área STEM (en español significa ciencia, tecnología, ingeniería y matemáticas) y Ciencias Sociales (Sáez-Delgado et al., 2022).

Aunque es claramente demostrada las fortalezas de ARA en la consecución de procesos académicos exitosos, revisiones exhaustivas de la literatura revelan una baja cantidad de estudios sobre la ARA en educación superior en América Latina y el Caribe (Pinto-Santuber et al., 2020; Silva et al., 2018). Es común que en las universidades latinoamericanas se fomenten en baja medida las prácticas de la ARA, especialmente en el área STEM (Ilabaca-Faúndez et al., 2024). Por ello, existe la necesidad de promover la formación permanente en instituciones de educación superior (IES) para que docentes del área

STEM y Ciencias Sociales tengan la capacidad de promover la ARA.

A partir de lo mencionado, esta investigación busca medir las variables que median la promoción de las prácticas de ARA en docentes universitarios latinoamericanos del área STEM y de ciencias sociales. Además, se plantea comparar disciplinas, STEM y Ciencia Sociales, dado que no hay desarrollo de investigación en la promoción de la ARA a nivel universitario en Latinoamérica en docentes STEM de los últimos años.

Es importante que los estudios se centren en comprender qué variables influyen en el docente para que estos promuevan la ARA en sus estudiantes. Las limitaciones son las siguientes: (a) se desconoce un diagnóstico en el profesorado universitario sobre qué variables están influyendo estos comportamientos promotores de la ARA; (b) se desconoce si estas variables que influyen son las mismas en docentes universitarios de diferentes áreas de conocimiento, y (c) esto impide diseñar intervenciones que respondan a las especificidades por área del conocimiento.

A partir de lo mencionado, se generó la siguiente pregunta de investigación: ¿en qué medida las creencias y el conocimiento sobre la autorregulación del aprendizaje, junto con la autoeficacia, predicen las prácticas docentes de promoción de la autorregulación del aprendizaje en el área de STEM y de Ciencias Sociales en universidades latinoamericanas? El objetivo consistió en evaluar el papel predictivo de las CRE, el CNC y la AUT sobre la Pro-ARA en docentes del área STEM y CS en universidades latinoamericanas. Los objetivos específicos fueron: (a) analizar la relación entre CRE, CNC, AUT y Pro-ARA en docentes de carreras STEM y de Ciencias Sociales en universidades latinoamericanas; (b) comparar las variables CRE, CNC, AUT y las Pro-ARA según el área de especialidad (STEM o CS) de docentes universitarios en universidades latinoamericanas, y (c) determinar la capacidad predictiva de las creencias, conocimiento y autoeficacia sobre las Pro-ARA en docentes de carreras STEM y de CS en universidades latinoamericanas.

Método

Diseño y enfoque metodológico

Esta investigación se llevó a cabo bajo el paradigma positivista, perteneciente al realismo ingenuo y dualista/objetivista.

El enfoque de esta investigación fue predictivo transversal (Ato et al., 2013), dado que tiene variables predictoras: creencias, conocimiento y autoeficacia docente que predicen la variable resultante que es la promoción de ARA (Canales, 2006; Cea, 1998; Guba & Lincoln, 1994).

Participantes

Aceptaron participar 442 docentes universitarios, donde el 58.1% eran mujeres y 41.2% hombres, con una edad promedio de 46.9 años (DT = 11.6) y con un promedio de experiencia ejerciendo docencia universitaria de 17.8 años (DT = 11.7). Los y las participantes pertenecían a las áreas de CS (61.3%) y STEM (38.7%) con un promedio de años de experiencia de 33.0 (DT = 10.9) y 31.1 (DT = 11), respectivamente.

Solo se incluyeron docentes universitarios de países latinoamericanos: Chile (30.5%), Argentina (23%), Cuba (24%), México (14.7%) y Ecuador (7.5%), que dictaran clases en asignaturas del área STEM o CS, con un promedio de años de experiencia de 30.4 (DT = 9.38), 37.7 (DT = 10.9), 32.6 (DT = 12.9), 28.8 (DT = 9.37), 28.5 (DT = 6.88), respectivamente, según el país.

Procedimiento

Se invitó a docentes universitarios de Chile, Argentina, Cuba, México y Ecuador a participar en el estudio voluntariamente por medio de un enlace de Google Forms. Las escalas se enviaron junto con el consentimiento informado aprobado por el Comité de Ética de la Universidad Católica de la Santísima Concepción. El enlace estuvo disponible desde el 31 de septiembre de 2023 al 30 de diciembre de 2023.

Instrumentos

La Escala de Creencias de ARA presentó índices de confiabilidad de α .922 y Ω .925 (Sáez-Delgado et al., 2022); la Escala de Autoeficacia docente para la Pro-ARA, sus índices de confiabilidad fueron α .820 y Ω .837 (Sáez-Delgado et al., 2022); para la Escala de Conocimiento de ARA, sus índices de confiabilidad fueron α .957 y Ω .957 (Sáez-Delgado et al., 2022), y la Escala de prácticas docentes de Pro-ARA, sus índices de confiabilidad fueron α .822 y Ω .825 (Sáez-Delgado et al., 2022).

Análisis de datos

Se efectuó el análisis estadístico descriptivo de las variables del estudio, utilizando estadísticos de tendencia central, dispersión, forma de distribución y de consistencia interna. Para determinar la distribución de los datos se aplicó el estadístico de Shapiro-Wilk, demostrándose una distribución no paramétrica; los análisis se realizaron con base en esta distribución.

Para el primer objetivo, se procedió a realizar la prueba de correlación de Spearman y se consideró que una relación era significativa si $p < .05$. Luego de ello, se hizo el análisis de correlación para los subgrupos de área OCDE de CS y STEM.

Para el segundo objetivo se compararon las variables de estudio principal por grupos, según disciplina OCDE. Para ello, se utilizó la prueba U de Mann-Whitney. Se consideró que una diferencia era significativa si $p < .05$. Los tamaños del efecto para estas diferencias se consideraron pequeños (TE < .56), mediano (.56 < TE < .64) y grandes (TE > .71).

Finalmente, para el tercer objetivo se evaluó la bondad del ajuste de índices de ajuste, según la literatura (López-Angulo et al., 2023): (a) los valores para Chi cuadrado deben ser no significativos ($p > .05$) (Tabachnik & Fidell, 2007), (b) el coeficiente de χ^2/df tiene que ser mayor a 3, (c) los valores del error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) deben ser inferiores a .07 (Hu & Bentler, 1999; Steiger, 2007), (d) el índice de ajuste comparativo (CFI) y el índice de ajuste no normalizado Tucker-Lewis (TLI) deben ser superiores a .94 (Hair et al., 2014) y (e) el valor de SRMR debe ser < .060.

Se procedió a evaluar el modelo estructural con las cuatro variables centrales, utilizando los mismos parámetros para evaluar la bondad del ajuste. Para interpretar el tamaño de los efectos se utilizaron los puntos de referencia de Cohen (1988) de .01 (pequeño), .09 (mediano) y .25 (grande) (Preacher & Kelley, 2011). Se analizó el modelo completo, incluyendo el efecto directo y mediado de creencias → autoeficacia, conocimiento → prácticas. Para analizar los efectos indirectos, se utilizó muestreo *bootstrap* para estimar los errores estándar y los valores *p* y se esperó que los intervalos de confianza del 95 % no incluyeran el cero.

Luego se procedió a generar modelos estructurales (SEM) específicos, incorporando el factor de subgrupo según especialidad OCDE. Por medio de este análisis se obtuvieron dos modelos específicos, uno para STEM y otro para CS.

Siguiendo la metodología de López-Angulo et al. (2023), se respetaron las cinco etapas recomendadas (Kline, 2015; Medrano & Muñoz-Navarro, 2017): (a) especificación, (b) identificación, (c) estimación, (d) evaluación y (e) modificación del modelo.

La etapa de identificación de este estudio consistió en formular un modelo hipotético inicial basado en la literatura encontrada (Ilabaca-Faúndez et al., 2025 Sáez-Delgado et al., 2022) (figura 1). Para realizar el modelo estructural, se consideró que los valores de la escala son ordinales, ya que se obtuvieron de cuatro escalas tipo Likert con un máximo de 7 y 10, respectivamente. Como los datos no tienen distribución normal, se utilizó el estimador alternativo de mínimos cuadrados no ponderados (ULS, *unweighted least squares*), ya que es apropiado cuando las variables latentes son continuas, pero las variables observadas son ordinales.

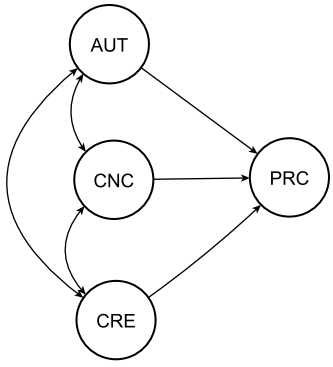


Figura 1. Modelo estructural (SEM) hipotético

Resultados

Resultados para el objetivo específico 1

La tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos de las variables. Por medio de este análisis se puede identificar que los datos no tienen una distribución normal, ya que los valores de *p* de Shapiro-Wilk son significativos ($p < .05$).

Tabla 1. Análisis descriptivo de las variables de estudio

	M	*DT*	Mín.	Máx.	Asimetría	Curtosis	W
EXP	32.26	10.97	11	60.5	.4	-.44	.977***
CRE	7.59	2.02	1	10	-.973	.584	.916***
AUT	7.76	1.94	1	10	-1.109	1.141	.904***
CNC	4.1	1.38	1	7	-.25	-.375	.985***
PRC	5.67	1.02	1	7	-1.062	1.878	.925***

Nota. W: prueba de Shapiro-Wilks; EXP: años de experiencia en docencia universitaria; CRE: creencias docentes sobre ARA; AUT: autoeficacia docente sobre Pro-ARA; CNC: conocimiento de ARA; PRC: prácticas de Pro-ARA. *M*: media; *DT*: desviación estándar. *** $p < .001$.

Por medio del análisis correlacional realizado (tabla 2), se observa que la mayoría de las variables tienen correlación estadísticamente significativa ($p < .001$).

Tabla 2. Análisis de correlación de Spearman de las variables del estudio

	Edad	EXP	CRE	AUT	CNC	PRC
Edad	-					
EXP	.818***	-				
CRE	-.011	.039	-			
AUT	.05	.064	.558***	-		
CNC	.179***	.195***	.246***	.403***	-	
PRC	.213***	.250***	.298***	.370***	.519***	-

Nota. EXP: años de experiencia en docencia universitaria; CRE: creencias docentes sobre ARA; AUT: autoeficacia docente sobre Pro-ARA; CNC: conocimiento de ARA; PRC: prácticas de Pro-ARA. *** $p < .001$.

Se realizó una correlación de las variables según el factor área OCDE, donde primero se analizaron los docentes del área STEM (tabla 3). Se observa en la tabla 3 que la mayoría de las variables tienen correlación estadísticamente significativa.

Tabla 3. Análisis de correlación de Spearman de las variables del estudio para el subgrupo STEM y Ciencias Sociales (CS)

		Edad	EXP	CRE	AUT	CNC	PRC
Edad	STEM	-					
	CS	-					
EXP	STEM	.964 ***	-				
	CS	.952 ***	-				
CRE	STEM	.021	.052	-			
	CS	-.049	-.039	-			

(*Continúa*)

		Edad	EXP	CRE	AUT	CNC	PRC
AUT	STEM	.055	.063	.543 ***	-		
	CS	.014	.001	.563 ***	-		
CNC	STEM	.125	.098	.183 *	.297 ***	-	
	CS	.196 **	.222 ***	.269 ***	.427 ***	-	
PRC	STEM	.268 ***	.287 ***	.241 **	.275 ***	.439 ***	-
	CS	.161 **	.178 **	.328 ***	.411 ***	.574 ***	-

Nota. EXP: años de experiencia en docencia universitaria; CRE: creencias docentes sobre ARA; AUT: autoeficacia docente sobre Pro-ARA; CNC: conocimiento de ARA; PRC: prácticas de Pro-ARA. *** p < .001.

Resultados para el objetivo específico 2

En la tabla 4 se observa que las variables AUT, CNC y Pro-ARA tienen diferencias significativas en estos subgrupos, siendo el grupo de CS el que muestra valores más altos. Por otra parte, la variable de CRE no tiene diferencias significativas entre estos dos grupos por área disciplinar OCDE (tabla 4).

El tamaño del efecto fue pequeño para la AUT y para el CNC, mientras que las Pro-ARA obtuvieron un tamaño del efecto pequeño (tabla 4).

Tabla 4. Diferencias de grupos según disciplina OCDE

	STEM	CS	*U*	*gl*	*p*	TE
	M (DT)	*M (DT)*				
CRE	7.33 (2.18)	7.75 (1.91)	20802	440	.069	.10
AUT	7.23 (2.00)	8.09 (1.83)	16685	440	< .001	.28
CNC	3.64 (1.34)	4.38 (1.33)	15799	440	< .001	.32
PRC	5.53 (1.0 9)	5.75 (.97)	20361	440	< .05	.12

Nota 1. CRE: creencias docentes sobre ARA; AUT: autoeficacia docente sobre Pro-ARA; CNC: conocimiento de ARA; PRC: prácticas de Pro-ARA; CS: Ciencias Sociales. *Nota 2*. *M*: media; *DT*: desviación estándar; gl: grados de libertad; U: valor estadístico del análisis; TE: tamaño del efecto. *** *p* < .001.

(*Continúa*)

Resultados para el objetivo específico 3

A partir de este análisis se obtiene el diagrama de flujo de los ítems de las escalas con respecto a las cuatro variables del estudio (figura 2).

Se evaluaron los indicadores de ajuste según los parámetros específicos y coherencia teórica, lo que resultó en grados de libertad mayores a cero (*Df* = 191) y la relación χ^2/df fue de 3.099 (tabla 5). El valor de CFI, TLI, SRMR y RMSEA fue de .96, .95, .051 y .069, respectivamente, lo cual indica que el modelo ajusta adecuadamente los datos.

Tabla 5. Índices de ajuste del modelo de análisis factorial confirmatorio de las variables de estudio

Modelo	χ^2	gl	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	IC 90%
M1: unidimensional	1304	203	.88	.86	.064	.11	.105-.117
M2: cuatro dimensiones	592	191	.96	.95	.051	.069	.063-.075

Nota. χ^2: chi-cuadrado; gl: grados de libertad; CFI: índice de ajuste comparativo; TLI: índice de Tucker-Lewis; SRMR: raíz cuadrada residual; RMSEA: valores del error medio de aproximación.

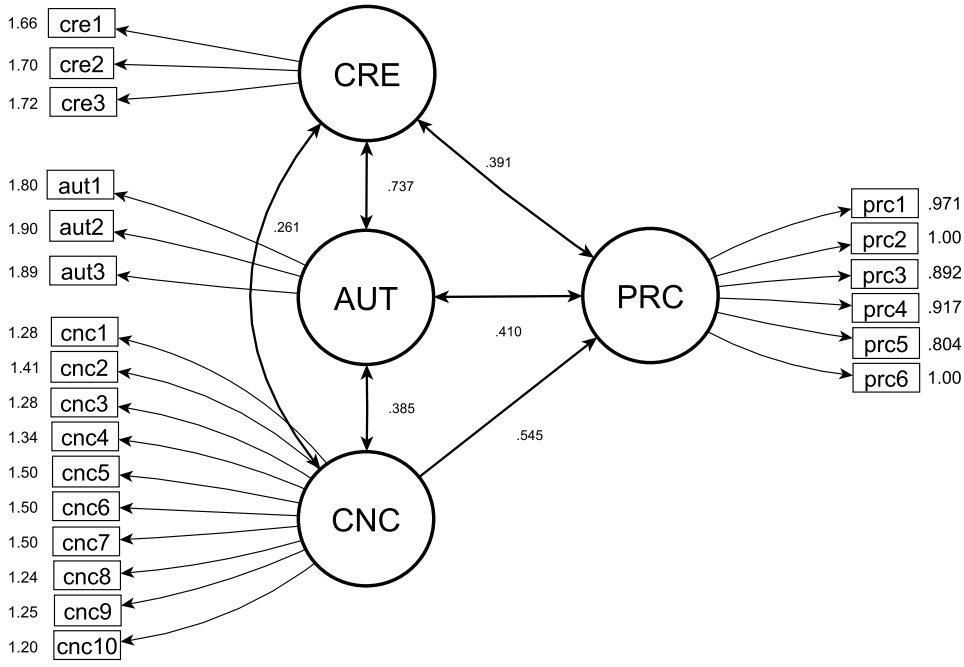


Figura 2. Modelo de medición de cuatro factores relacionados

El modelo estructural general se realizó utilizando la totalidad de los datos del estudio y se basó en el modelo hipotético (figura 1). Al analizar el modelo de ecuaciones estructurales se encontró un buen ajuste a los datos y la varianza explicada de la variable de Pro-ARA fue del 37% (tabla 6).

Tabla 6. Índices de bondad de ajuste para el modelo estructural general

	χ^2	*gl*	RMSEA	IC 95%	SRMR	CFI	TLI
Modelo estructural (ULS)	340***	203	.039	.032-.046	.055	.994	.994

Nota. χ^2: chi-cuadrado; *gl*: grados de libertad; RMSEA: valores del error medio de aproximación; IC 95%: intervalo de confianza del 95% de RMSEA; SRMR: aproximación de la raíz cuadrada residual estandarizada; CFI: índice de ajuste comparativo; TLI: índice de Tucker-Lewis; *** $p < .001$.

Por medio de este modelo (figura 3), en la tabla 7 se puede observar que el CNC y las CRE predicen la Pro-ARA, ya que tienen un efecto directo grande y directo mediano sobre Pro-ARA, respectivamente. Esto es consistente con los resultados obtenidos en el análisis de prueba correlación de las variables (tabla 3), ya que el CNC tiene una mayor relación sobre las Pro-ARA.

Por medio del modelo estructural general, se puede observar que todas las variables del estudio covarían entre sí, y esto es consistente con las correlaciones encontradas anteriormente.

Tabla 7. Tamaños del efecto de las variables en el modelo estructural general

Dependiente	Predicha	Estimador	*SE*	95% CI	β	*p*
PRC	AUT	.103	.043	.017-.189	.11	.018
PRC	CNC	.524	.022	.480-.567	.48	< .001
PRC	CRE	.174	.048	.078-.269	.16	< .001

Nota. CRE: creencias de ARA; AUT: autoeficacia docente Pro-ARA; CNC: conocimiento de ARA; PRC: Pro-ARA.

El modelo estructural específico para el área STEM mide la Pro-ARA en un 29% en comparación con el subgrupo de CS que mide un 43%. Se pueden observar que los índices de ajuste son adecuados en la tabla 8.

Tabla 8. Comparación de los índices de bondad de ajuste para los modelos predictivos de los subgrupos área disciplinar OCDE final

	χ^2	*gl*	RMSEA	IC 95%	SRMR	CFI	TLI
Modelo final (ULS)	471***	406	.027	.013-.037	.065	.997	.997

Nota. χ^2: chi-cuadrado; *gl*: grados de libertad; RMSEA: valores del error medio de aproximación; IC 95%: intervalo de confianza del 95% de RMSEA; SRMR: aproximación de la raíz cuadrada residual estandarizada; CFI: índice de ajuste comparativo; TLI: índice de Tucker-Lewis; *** $p < .001$.

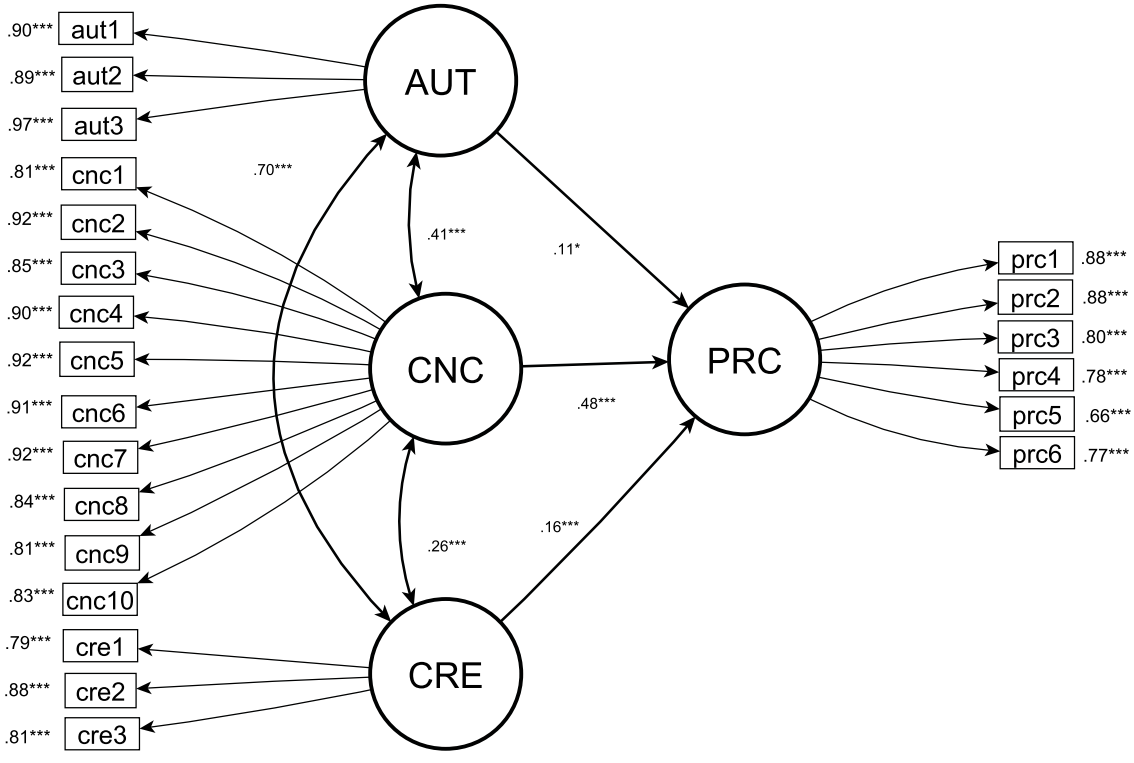


Figura 3. Modelo estructural general de las prácticas de promoción de ARA en docentes universitarios de Chile, Argentina, Cuba, México y Ecuador

Para el modelo estructural de docentes STEM (figura 4), no todas las variables predicen las Pro-ARA (tabla 9). El CNC tiene un tamaño del efecto grande y las CRE tienen un tamaño del efecto mediano sobre las Pro-ARA.

Tabla 9. Tamaños del efecto del modelo estructural con el factor de subgrupo de área OCDE, separado por el área STEM y ciencias sociales (CS)

			Estimado	*SE*	95% CI	β	*p*
	PRC	CNC	.564	.037	.492-.638	.45	< .001
STEM	PRC	AUT	.043	.065	-.084-.171	.03	.506
	PRC	CRE	.192	.068	.059-.326	.17	< .05
	PRC	CNC	.485	.026	.434-.537	.48	< .001
CS	PRC	AUT	.172	.058	.058-.287	.18	< .01
	PRC	CRE	.135	.066	.005-.265	.12	0.041

Nota. CRE: creencias de ARA; AUT: autoeficacia docente Pro-ARA; CNC: conocimiento de ARA; PRC: Pro-ARA; CS: Ciencias Sociales; β: tamaño del efecto; *** $p < .001$.

Asimismo, según este modelo estructural específico, todas las variables covarían entre sí (figura 4).

Por otra parte, el modelo predictivo para los/as docentes del área de CS (figura 5), tienen valores diferentes a los encontrados en docentes en general (figura 3) y del subgrupo STEM (figura 4).

El CNC tiene un tamaño del efecto grande y la AUT tiene un tamaño del efecto mediano sobre las Pro-ARA. Además, se demuestra que todas las variables de este estudio covarían entre sí.

Discusión

A continuación, se presenta la discusión de los hallazgos de los tres objetivos de investigación, así como las limitaciones y futuras líneas de investigación.

Discusión de hallazgos para el objetivo específico 1

Respecto a las relaciones entre las variables en estudio, se encontró que a más edad y experiencia en docencia universitaria los/as docentes conocen en mayor medida la ARA y, por ende, aplican las Pro-ARA en el estudiantado. Ello se refiere a la estrecha relación entre la experiencia docente y la Pro-ARA en las universidades latinoamericanas. Esto es relevante porque la experiencia de las personas influye significativamente en sus creencias. En un estudio realizado con estudiantes universitarios de pedagogía en España, se identificaron 12 marcas de ARA que deberían incluirse de manera explícita en la formación inicial del docente, entre ellas: experiencias previas; creencias sobre uno mismo; creencias sobre el funcionamiento de la clase; conocimientos disciplinares implícitos y conocimientos didácticos implícitos (Alsina et al., 2017; Ilabaca-Faúndez et al., 2024). Asimismo, una investigación encontró que la variable más importante para fortalecer las Pro-ARA en docentes universitarios latinoamericanos es la experiencia en docencia universitaria (Ilabaca-Faúndez et al., 2024).

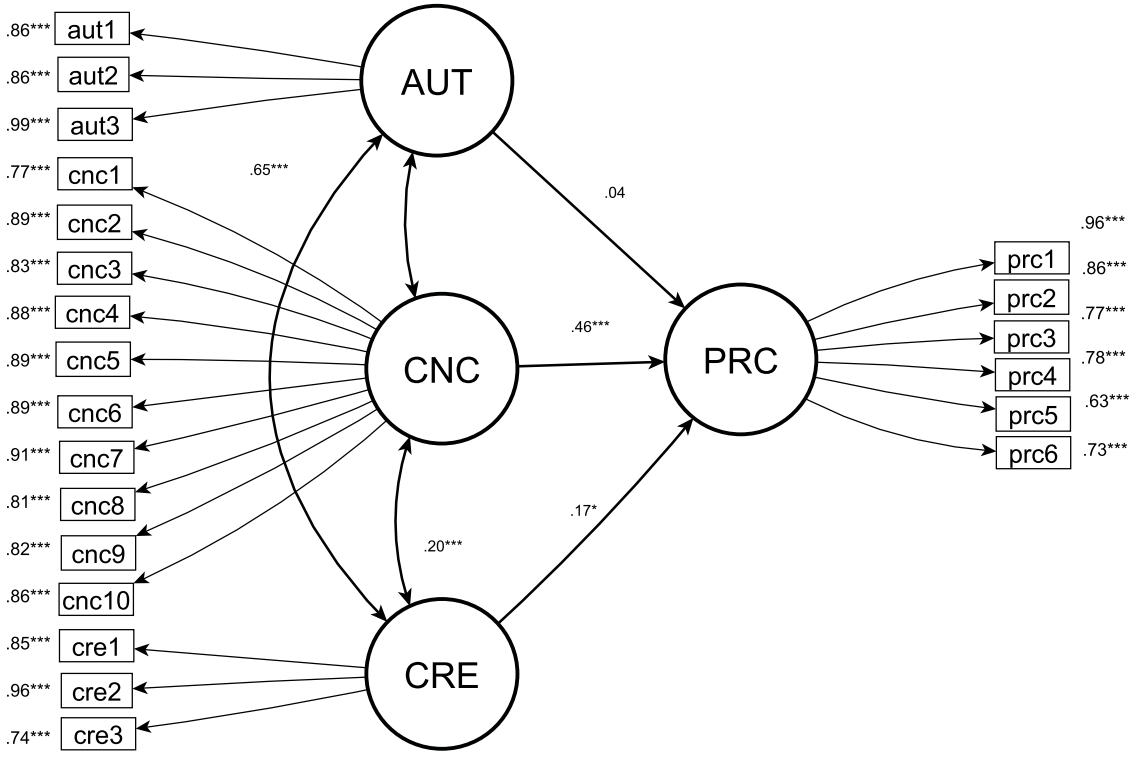


Figura 4. Modelo estructural de las prácticas de promoción de ARA en docentes universitarios del área STEM de Chile, Argentina, Cuba, México y Ecuador

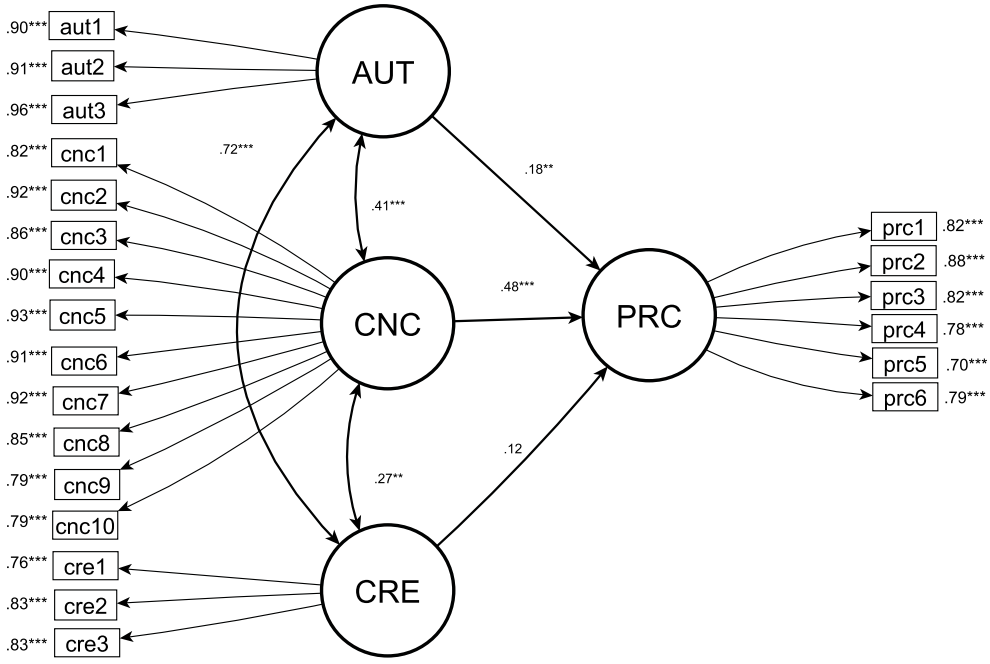


Figura 5. Modelo estructural (SEM) de las prácticas de promoción de ARA en docentes universitarios del área de las CS de Chile, Argentina, Cuba, México y Ecuador

Discusión de hallazgos para el objetivo específico 2

Respecto a la comparación de las variables por grupos, se sugiere que los docentes de CS son más autoeficaces, conocen en mayor medida la ARA y declaran promover más las Pro-ARA en el estudiantado que los docentes STEM. Estos resultados son coherentes con los obtenidos en otras investigaciones, que sugieren que el profesorado del área STEM es menos autoeficaz y posee menor CNC, lo cual no se refleja en diferencias en las Pro-ARA (Ilabaca-Faúndez et al., 2024).

Se observa una diferencia estadísticamente significativa en la variable de Pro-ARA entre los subgrupos de STEM y CS. Ello podría deberse al mayor abordaje que los docentes del área de CS tienen en temas relacionados con la ARA durante su formación, en comparación con los docentes universitarios del área STEM (Ilabaca-Faúndez et al., 2024), donde se ha visto que las mallas curriculares del área STEM por lo general no incluyen temas relacionados con la educación ni la psicología, y mucho menos la ARA. También, podría deberse a la mayoría de las investigaciones recientes llevadas a cabo con estudiantes del área de CS (Sánchez-Cotrina, 2023).

Si las instituciones de educación superior fomentaran las herramientas del aprendizaje autorregulado en el cuerpo docente del área STEM, se podría disminuir la deserción o reprobación del estudiantado, ya que está descrito que uno de los principales factores de fracaso en la educación superior es la falta de competencias de la ARA (Hoops et al., 2016; Sáez-Delgado et al., 2020a, 2024a). Incluso, los bajos niveles de aprendizaje autorregulado se han reportado ampliamente desde los últimos años de educación secundaria (Sáez-Delgado et al., 2023, 2024b); por tanto, esto se verá reflejado en los estudiantes universitarios. Consecuentemente, este fracaso conlleva el abandono de los estudios, fenómeno ampliamente evidenciado en carreras STEM (Ilabaca-Faúndez et al., 2025 López-Angulo et al., 2024). Por ello, es importante generar intervenciones en el aula universitaria. Existe evidencia de intervenciones intracurriculares de estrategias y creencias de disposición al estudio en estudiantes de ciencias básicas de una institución chilena, la cual resulta efectiva para esta área (Sáez-Delgado et al., 2020a).

Discusión de hallazgos para el objetivo específico 3

Respecto al modelo estructural (SEM) general, mide las Pro-ARA en un 37%, lo cual es mayor que lo obtenido en estudios anteriores con docentes chilenos, con una varianza que explica la variable del 33.7% (Sáez-Delgado et al., 2022), similar a lo obtenido en Chile, Argentina y Cuba, con una varianza de 39% (Ilabaca-Faúndez et al., 2024), y en un estudio realizado con docentes de primaria en Alemania, donde se encontró una varianza que explica el 38% de la variable de prácticas de promoción de ARA (Dignath, 2016).

Este modelo indica que las variables de CNC y CRE predicen las Pro-ARA en docentes universitarios latinoamericanos. Esto quiere decir que, para promover las Pro-ARA, primero los docentes universitarios latinoamericanos deben creer en la ARA y sentirse capaces de implementar estas herramientas en el aula, ya que una vez fortalecidas estas variables el profesorado adquirirá el conocimiento necesario para promover las Pro-ARA.

Al comparar este modelo estructural con el realizado por Sáez-Delgado y colaboradores, en el 2022, se aprecian diferencias dado que en esa investigación se en-

contró un tamaño del efecto grande de la AUT sobre las Pro-ARA, mientras que en el modelo de este estudio no fue posible determinar un efecto significativo de esta variable sobre las Pro-ARA. Asimismo, el modelo propuesto en este estudio muestra que todas las variables covarían entre sí, mientras que el modelo de Sáez-Delgado y colaboradores, no muestra que las variables se correlacionan. Por último, el modelo de la investigadora Sáez-Delgado se centró únicamente en Chile y en periodo de pandemia.

Por otra parte, el modelo estructural propuesto por Ilabaca-Faúndez y colaboradores en el 2024, reporta que la AUT predice con un tamaño del efecto grande a las Pro-ARA, mientras que las creencias de ARA predicen de manera indirecta a la variable principal.

Al desarrollar los modelos estructurales específicos según subgrupo, se observa que el modelo de docentes de CS predice las Pro-ARA en un 43 % en comparación con el 29 % del grupo de docentes del área STEM, teniendo una diferencia porcentual de 14 puntos. Los modelos estructurales específicos muestran una diferencia interesante en la variable de autoeficacia docente y creencias de ARA. En el modelo del subgrupo STEM no se determina un tamaño del efecto significativo de la autoeficacia docente sobre las Pro-ARA, mientras que el modelo de CS no muestra un tamaño del efecto significativo de las creencias de ARA sobre las Pro-ARA. El conocimiento de ARA surge como la variable más importante para que los docentes del área STEM puedan promover las Pro-ARA en el estudiantado.

Esto sugiere que el grupo docente STEM requiere adquirir el conocimiento sobre ARA y creer sobre ARA para luego sentirse capaz para aplicar las herramientas en el aula. Asimismo, es importante enfatizar que la variable de conocimiento de ARA es la que obtuvo un menor puntaje al aplicar las escalas con respecto a las demás variables de este estudio.

Asimismo, en el análisis de diferencias de grupos, se puede determinar una diferencia estadísticamente significativa en la variable de autoeficacia docente, donde los docentes STEM, en promedio, creen que pueden aplicar las herramientas de promoción de ARA moderadamente; mientras que los docentes de CS declaran que están seguros de poder demostrar, informar y enseñar estrategias de aprendizaje autorregulado en el estudiantado.

Por otra parte, en ambos grupos docentes se establece que hay una relación grande entre el conocimiento de ARA y las Pro-ARA, lo que quiere decir que los docentes universitarios latinoamericanos mientras más conocen sobre las estrategias autorreguladas podrían aplicarlas en el aula.

Aun así, es importante mencionar que, cuando se realizó el estudio correlacional por grupo de área OCDE, se observó que los docentes del área STEM no relacionan la experiencia y la edad con respecto a la autoeficacia y el conocimiento de ARA. Esto podría explicarse por la falta de oportunidades para recibir conocimiento sobre ARA en comparación con los docentes del área de CS, o bien, no tienen el interés de aprender sobre estas temáticas.

De hecho, en el estudio de comparación de las variables, se visualiza una diferencia estadísticamente significativa en el conocimiento de ARA, donde los docentes del área STEM declaran que conocen poco las estrategias de ARA, mientras que los docentes de CS conocen bastante sobre estas estrategias.

Por tanto, sería importante generar talleres o capacitaciones docentes en el grupo de docentes del área STEM para incrementar el conocimiento sobre ARA y, así, fortalecer su autoeficacia docente; ya que una investigación realizada en Argentina ha determinado que la autoeficacia docente es una de las variables más importantes para el rendimiento académico y de los estudiantes (Sánchez-Rosas et al., 2023).

Sobre todo, porque en este contexto de educación superior se han identificado creencias epistemológicas erradas, un bajo nivel de autoeficacia y conocimiento sobre las prácticas de promoción de ARA en docentes (Álvarez-Cruces et al., 2020). Como los docentes son el ejemplo para seguir del estudiantado y la ARA se aprende por observación, al tener creencias inadecuadas sobre la ARA va a traer consecuencias negativas para la puesta en marcha de estrategias de aprendizaje autorregulado en el alumnado (Daura, 2017).

Asimismo, el cuerpo docente cuanto más capaz se siente de instruir estrategias de ARA, más informa las Pro-ARA cuando enseñan y ofrecen más situaciones de aprendizaje que permiten su desarrollo (Dignath, 2016). Esto quiere decir que, si fortalecemos la autoeficacia de ARA, el conocimiento de ARA y las creencias de ARA en el profesorado, se podrían aumentar las Pro-ARA en el estudiantado. Esta es una tendencia favorable que se ha observado en diversas investigaciones, ya que se ha comprobado que la ARA aumenta la retención y el rendimiento en el estudiantado universitario, sobre todo en el área de ciencias básicas (Higgins et al., 2023; Sáez-Delgado et al., 2020a).

Limitaciones de la investigación

En primer lugar, el alcance de los resultados, dado que se utilizó una metodología cuantitativa y, por tanto, los hallazgos se limitan a un paradigma positivista. Estos datos se podrían enriquecer con la integración de paradigmas, puesto que, sin duda, sería valioso incorporar aspectos cualitativos, como, por ejemplo, profundizar en las percepciones de los docentes, así como los obstaculizadores y facilitadores respecto a la Pro-ARA (Lange & Dewitte, 2019).

En segundo lugar, el tamaño de la muestra, ya que, en general, las personas demuestran un bajo nivel de compromiso en responder cuestionarios en línea, sobre todo si son docentes universitarios de diversos países latinoamericanos. Esto demuestra un sesgo, puesto que la muestra pudo haber sido mayor.

En tercer lugar, la diversidad de contextos nacionales y las diferencias de las muestras estudiadas podrían estar influyendo sobre la generalización de los resultados. Estos análisis se podrían enriquecer al realizar modelos de ecuaciones estructurales para cada muestra de país, con el fin de observar cómo las variables influyen sobre las Pro-ARA según su contexto.

En cuarto lugar, el diseño transversal del estudio, dado que no se puede controlar que sean resultados de causalidad. No se puede controlar la respuesta de los docentes en el contexto adecuado, ya que se toma la respuesta en un solo momento (Holtrop et al., 2021).

Agradecimientos

Se agradece el financiamiento de becas internas otorgadas por la Dirección de Postgrado y la Facultad de Educación de la Universidad Católica de la Santísima Concepción. Además, se agradece el trabajo colaborativo realizado con diferentes instituciones de educación superior de Latinoamérica.

Referencias

Alsina, Á., Batllori, R., Falgàs, M., & Vidal, I. (2019). Self-regulatory traits to the construction of teaching profile in teacher training. *Revista Complutense de Educación, 30*(1), 55–74. https://doi.org/10.5209/RCED.55466

Álvarez-Cruces, D., Sáez-Delgado, F., & López-Angulo, Y. (2020). Revisión sistemática del aprendizaje autorregulado en estudiantes de ciencias de la salud. *Revista Educación Médica Superior*, *34*(4), 1-18.

Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, *29*(3), 1038-1059. https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511

Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, *84*(2), 191-215. https://doi.org/10.1037/0033-295X.84.2.191

Barr, S., & Askell-Williams, H. (2020). Changes in teachers' epistemic cognition about self–regulated learning as they engaged in a researcher-facilitated professional learning community. *Asia-Pacific Journal of Teacher Education*, *48*(2), 187-212. https://doi.org/10.1080/1359866x.2019.1599098

Bruna, D. (2016). *Impacto de un programa de capacitación docente de facilitación de aprendizaje autorregulado de estudiantes universitarios* [Tesis para optar a grado de Doctor en Psicología, Universidad de Concepción]. https://acortar.link/ZYuXde

Canales, M. (2006). *Metodologías de investigación social. Introducción a los oficios* (Primera). LOM Ediciones.

Cea, M. Á. (1998). *Metodología cuantitativa. Estrategias y técnicas de investigación social* (E. S. S.A, Ed.; Tercera).

Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2st ed.). Lawrence Erlbaum Associates. https://doi.org/10.4324/9780203771587

Daura, F. T. (2017). Aprendizaje autorregulado e intervenciones docentes en la universidad. *Revista Educación*, *41*(2), 56-74. https://doi.org/10.15517/revedu.v41i2.21396

De Smul, M., Herweg, S., Van Keer, H., Devos, G., & Vandevelde S. (2018). competent do teachers feel instructing self-regulated learning strategies? Development and validation of the teacher self-efficacy scale to implement self-regulated learning. *Teacher and Teacher Education, (71)* 214-225. https://doi.org/10.1016/j.tate.2018.01.001

Dignath, C., & Veenman, M. V. J. (2021). The role of direct strategy instruction and indirect activation of self-regulated learning — Evidence from classroom. *Observation Studies*, *33*, 489-533. https://doi.org/10.1007/s10648-020-09534-0

Dignath-Van Ewijk, C. (2016). Which components of teacher competence determine whether teachers enhance self-regulated learning? Predicting teachers' self-reported promotion of self-regulated learning by means of teacher beliefs, knowledge, and self-efficacy. *Frontline Learning Research*, *4*(5), 83-105. https://doi.org/10.14786/flr.v4i5.247

García Martín, M. (2012). La autorregulación académica como variable explicativa de los procesos de aprendizaje universitario. *Revista de Curriculum y Formación del Profesorado*, *16*(1), 203-221. http://www.ugr.es/local/recfpro/rev161ART12.pdf

Guba, E., & Lincoln, Y. (1994). *Paradigmas en competencia en la investigación cualitativa* (M. de investigación Cualitativa, Ed.; En NK Denz).

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., and Anderson, R. E. (2014). *Multivariate Data Analysis*. United Kingdom: Pearson.

Higgins, N. L., Rathner, J. A., & Frankland, S. (2023). Development of self-regulated learning: A longitudinal study on academic performance in undergraduate science. *Research in Science and Technological Education*, *41*(4), 1242-1266. https://doi.org/10.1080/02635143.2021.1997978

Holtrop, D., Hughes, A. W., Dunlop, P. D., Chan, J., & Steedman, G. (2021). Do socialdesirability scales measure dishonesty? Athink-aloud study. *European Journal of Psychological Assessment, 37*(4), 274-282. https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000607

Hoops, L. D., Yu, S. L., Wang, Q., & Hollyer, V. L. (2016). Investigating postsecondary self-regulated learning instructional practices: The development of the self-regulated learning observation protocol. *International Journal of Teaching and Learning in Higher Education, 28*(1), 75-93.

Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 6*(1), 1–55. https://doi.org/10.1080/10705519909540118

Ilabaca-Faúndez, A., Sáez-Delgado, F., Sánchez-Rosas, J., & Vascaíno, A. (2024). Promoción de la autorregulación del aprendizaje por docentes universitarios de ciencias básicas y ciencias sociales en Chile, Argentina y Cuba. *Formación Universitaria, 17*(5), 101-110. https://doi.org/10.4067/s0718-50062024000400101

Ilabaca-Faúndez, A., Sáez-Delgado, F., Lobos, K., & López-Angulo, Y. (2025). Aprendizaje autorregulado en modalidad Blended-Learning en universidades: una revisión sistemática. *Interdisciplinaria. Aceptada.*

Kistner, S., Rakoczy, K., Otto, B., Dignath-Van Ewijk, C., Büttner, G., & Klieme, E. (2010). Promotion of self-regulated learning in classrooms: Investigating frequency, quality, and consequences for student performance. *Metacognition and Learning*, *5*(2), 157-171. https://doi.org/10.1007/s11409-010-9055-3

Kistner, S., Rakoczy, K., Otto, B., & Klieme, E. (2015). Teaching learning strategies: The role of instructional context and teacher beliefs. *Journal for Educational Research Online, 7*(1), 176–197. https://doi.org/10.25656/01:11052

Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford Publications.

Lange, F., & Dewitte, S. (2019). Cognitive flexibility and pro–environmental behaviour: A multimethod approach. *European Journal of Personality, 33*(4), 488-505. https://doi.org/10.1002/per.2204

López-Angulo, Y., Sáez-Delgado, F., Mella-Norambuena, J., Bernardo, A., & Díaz-Mujica, A. (2023). Predictive model of the dropout intention of Chilean university students. *Frontiers in Psychology*, *13*. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.893894

López-Angulo, Y., Sáez-Delgado, F., & Mella-Norambuena, J. (2024). Propósitos de vida y académicos en estudiantes universitarios chilenos de carreras STEM (ciencia, tecnología, ingeniería y matemáticas). *Formación Universitaria*, *17*(2), 83-100. https://doi.org/10.4067/s0718-50062024000200083

Medrano, L. A., & Muñoz-Navarro, R. (2017). Aproximación conceptual y práctica a los modelos de ecuaciones estructurales. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, *11*(1), 219-239. https://doi.org/10.19083/ridu.11.486

Merchan, N., & Hernández, N. (2018). Rol profesoral y estrategias promotoras de autorregulación del aprendizaje en educación superior. *Revista Espacios, 39*(52), 1–12. https://www.revistaespacios.com/a18v39n52/18395218.html

Pinto-Santuber, C., Ortiz-Salgado, R., Mendoza, C. L. M., Alvarado, M. Y., & Sanz, P. L. (2020). Cuestionario de autorregulación del aprendizaje en línea (Online Self-regulated Learning Questionnaire, OSLQ): Estudio de validez y fiabilidad de la versión en español. *Estudios Pedagogicos, 46*(2), 251–266. https://doi.org/10.4067/S0718-07052020000200251

Preacher, K. J., & Kelley, K. (2011). Effect size measures for mediation models: Quantitative strategies for communicating indirect effects, *Psychological Methods, 16*(2), 93–115. https://doi.org/10.1037/a0022658

Sáez-Delgado, F., Díaz-Mujica, A. E., Bustos, C. E., & Pérez-Villalobos, M. V. (2020a). Impacto de un programa intracurricular sobre la disposición al estudio en universitarios. *Formación Universitaria*, *13*(4), 101-110. https://doi.org/10.4067/S0718-50062020000400101

Sáez-Delgado, F., Cofré, M., Estrada, C., Fornerod, M., García, M., Muñoz, E., & Segovia, G. (2020b). Escala de autoeficacia docente para la promoción de la autorregulación del aprendizaje. *Revista CienciAmerica*, *9*(3), 64-88. https://doi.org/10.33210/ca.v9i3.332

Sáez-Delgado, F., López-Angulo, Y., Mella-Norambuena, J., & Casanova, D. (2022). Prácticas docentes para promover la autorregulación del aprendizaje durante la pandemia COVID-19: escalas de medición y modelo predictivo. *Formación Universitaria*, *15*(1), 95-104. https://doi.org/10.4067/s0718-50062022000100095

Sáez-Delgado, F., Mella-Norambuena, J., López-Angulo, Y., Sáez, Y., & León-Ron, V. (2023). Invariant and suboptimal trajectories of self-regulated learning during secondary. *Frontiers in Psychology - Educational Psychology, 14*, 1-12. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1235846

Sáez-Delgado, F., Mella-Norambuena, J., Bizama, M., & Gatica, J. (2024a). Autorregulación del aprendizaje en estudiantes chilenos de educación primaria. *Revista Española de Pedagogía*, *82*(288), 311-334.

Sáez-Delgado, F., Mella-Norambuena, J., León-Ron, V., López-Angulo, Y., & Sandoval-Henríquez, F. (2024b). Self-efficacy to self-regulate the study, mental health, and sociodemographic variables in Ecuadorian students during COVID-19. *Diálogos sobre Educación*, 30(15), 1-15. https://doi.org/10.32870/dse.voi30.1428

Sánchez-Cotrina, E. (2023). Estilos de aprendizaje y autorregulación en estudiantes universitarios de Educación. *Revista Científica Episteme Y Tekne, 2*(1), e479. https://doi.org/10.51252/rceyt.v2i1.479

Schunk, D. H., & Zimmerman, B. J. (1997). Social origins of self-regulatory competence. *Educational Psychologist*, *32*(4), 195-208. https://doi.org/10.1207/s15326985ep3204_1

Silva, J. C. S., Zambom, E., Rodrigues, R. L., Ramos, J. L. C., & Da Fonseca De Souza, F. (2018). Effects of learning analytics on students' self-regulated learning in flipped classroom. *International Journal of Information and Communication Technology Education, 14*(3), 91–107. https://doi.org/10.4018/IJICTE.2018070108

Steiger, J. H. (2007). Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modeling. *Personality and Individual Differences, 42*(5), 893–898. https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.09.017

Tabachnik, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using Multivariate Statistics*. London: Pearson.

Welch, A., & Roy, C. (2012). A preliminary report of the psychometric properties of the epistemic eeliefs inventory. *The European Journal of Social & Behavioural Sciences, 2*(2), 278–303. https://doi.org/10.15405/futureacademy/ejsbs(2301-2218).2012.2.12

Zimmerman, B. J. (1990). Self-regulated learning and academic achievement: anoverview. *Educational Psychologist, 25*(1), 3–17. https://doi.org/10.1207/s15326985ep2501_2