

Self-regulation of learning in Chilean primary school students: Validation of an instrument and differences by sex and grade

Autorregulación del aprendizaje en estudiantes chilenos de educación primaria: validación de un instrumento y diferencias por sexo y grado

Fabiola SÁEZ-DELGADO, PhD. Assistant Professor. CIEDE-UCSC Education and Development Research Centre. Universidad Católica de la Santísima Concepción, Chile (fsaez@ucsc.cl).

Javier MELLA-NORAMBUENA, MPsych. Part-time Professor. Universidad Técnica Federico Santa María, Chile (javier.mellan@usm.cl).

Marcela BIZAMA, PhD. Associate Professor. CIEDE-UCSC Education and Development Research Centre. Universidad Católica de la Santísima Concepción, Chile (mbizama@ucsc.cl).

Joan GATICA. Doctoral student in Education. Universidad Católica de la Santísima Concepción, Chile (jgatica@doctoradoedu.ucsc.cl).

Abstract:

Self-regulated learning has been widely praised as a key competence for initiating and maintaining lifelong learning. However, despite its recognised value, the literature shows that it is still insufficiently rooted in schools and that students do not develop it automatically. The aim of this study was to validate an instrument for measuring self-regulation of learning in primary school students and to analyse differences in students' self-regulation of learning processes by sex and grade. The method was developed from a positivist paradigm and a quantitative approach.

The sample consisted of 514 students from third to eighth grade of primary school in Chile. The results showed that the instrument has an acceptable structure [$\chi^2/df = 3.55, p < 0.001$; CFI = 0.974; TLI = 0.972; AGFI = 0.973; SRMR = 0.079; RMSEA = 0.071]. It consists of 56 items and 7 related factors, with Cronbach's alpha values over .7 and AVE index over .5 in all cases, which is acceptable. Significant differences were detected in the *self-regulation of study and learning* and *self-efficacy for disposition to study* variables, where women displayed higher levels than men. Also, in the *strategies for*

Date of receipt of the original: 2023-10-01.

Date of approval: 2023-12-26.

Please cite this article as follows: Sáez-Delgado, F., Mella-Norambuena, J., Bizama, M., & Gatica, J. (2024). Self-regulation of learning in Chilean primary school students: Validation of an instrument and differences by sex and grade [Autorregulación del aprendizaje en estudiantes chilenos de educación primaria: validación de un instrumento y diferencias por sexo y grado]. *Revista Española de Pedagogía*, 82 (288), 311-333. <https://doi.org/10.22550/2174-0909.4057>

disposition to study and *self-efficacy for disposition to study* variables, at the seventh and fourth grade levels, with the latter having higher levels. The discussion presents the potential practical implications, possibilities for research directed at timely intervention, and the impact on the quality of school education. It is concluded that girls have better self-regulation than boys, that self-regulation levels are suboptimal, and that self-regulation does not increase during the primary school years without intentional training.

Keywords: self-regulation of learning, primary education, public schools, quantitative approach.

Resumen:

El aprendizaje autorregulado ha sido muy elogiado como competencia clave para iniciar y mantener el aprendizaje permanente. Sin embargo, a pesar de su reconocido valor, la literatura ha evidenciado que aún no está arraigado lo suficiente en las escuelas y que no se desarrolla de forma automática en el estudiantado. El objetivo de este estudio fue validar un instrumento para medir la autorregulación del aprendizaje en estudiantes de educación primaria y analizar diferencias en los procesos de autorregulación del aprendizaje en el estudiantado según el sexo y el grado. El método se desarrolló desde un paradigma positivista y un enfoque

cuantitativo. La muestra estuvo compuesta por 514 estudiantes de tercero a octavo grado de educación primaria en Chile. Los resultados mostraron que el instrumento tiene una estructura aceptable [$\chi^2/gl = 3.55, p < 0.001$; CFI = 0.974; TLI = 0.972; AGFI = 0.973; SRMR = 0.079; RMSEA = 0.071], constituida por 56 ítems y 7 factores relacionados. En todos los casos, se obtuvieron valores de alfa de Cronbach sobre .7 y un índice AVE sobre .5, que es lo aceptable. Se detectaron diferencias significativas en las variables *autoevaluación del estudio* y *aprendizaje* y *autoeficacia para la disposición al estudio*, donde las mujeres presentaron mayor nivel que los hombres. También en las variables *estrategias de disposición al estudio* y *autoeficacia para la disposición al estudio*, en los niveles de séptimo y cuarto grado, a favor de estos últimos. La discusión presenta las posibles implicaciones prácticas, la investigación orientada a la intervención oportuna y el impacto en la calidad de la educación escolar. Se concluye que las mujeres son más autorreguladas que los hombres, que los niveles de autorregulación son subóptimos y que, si esta no se entrena de manera intencional, no aumenta durante los cursos de la educación primaria.

Palabras clave: autorregulación del aprendizaje, educación primaria, escuelas públicas, enfoque cuantitativo.

1. Introduction

1.1. The importance of self-regulation of learning in education

The new requirements relating to key competences of students in this knowl-

edge-based society have resulted in a large amount of research into how to make learning more effective. Self-regulation of learning (SRL) is a solid research construct, given that it has been developed to meet these demands (Anthonysamy et al., 2020; Oates, 2019).

According to Winne (2005), the first article to use the SRL construct was a study published by Mlott *et al.* in 1976. This term largely emerged from a sociocognitive perspective (Hadwin & Oshige, 2011; Zimmerman, 2013). Research into SRL intensified from the mid-1980s, especially in the educational context, and it acquired great prominence in the 1990s. The importance of conceptualising SRL was based on the opportunity to comprehend human thought, behaviour, and emotions in a focus that integrates different constructs gaining strength in its evolution (Weinstein, 1996). The path of its development even overtook other constructs that were the subject of research, such as metacognition, which had little fertilisation given that the majority of the SRL models that were starting to be proposed incorporated it (Dinsmore *et al.*, 2008). In fact, it had already been observed that SRL consisted of a series of interrelated cognitive, affective, and motivational processes (Boekaerts, 1999; Pintrich, 2004; Niemivirta, 2006).

Students who can self-regulate have the necessary skills to learn effectively both in school and later on in life (Rivers *et al.*, 2022). Consequently, SRL has been widely praised as the key competence for starting and maintaining lifelong learning (Taranto y Buchanan, 2020). Its introduction has been accompanied by a change of paradigm in research into learning and instruction, resulting in a focus on each student as an active participant in the process of learning.

1.2. Theoretical models and conceptualisation of SRL

SRL is recognised in specialist literature as a complex multidimensional

construct and an extraordinary umbrella covering a large number of variables that influence learning from a global and holistic focus. The concept of SRL has been formulated as a synthesis of research into how learning functions (centred on cognitive and motivational processes of students) and research on how teaching functions (centred on interactions between students and teachers in a social setting). As a result, different proposals for theoretical models have emerged over time to explain this construct. Some theoretical reviews have analysed the available models (see, for example: Panadero, 2017; Puustinen & Pulkkinen, 200; Ribeiro & Boruchovitch, 2018), where at least nine models have been identified that integrate (meta) cognitive, motivational, and affective components, although the preponderance of these components varies in each of them. For example, some models emphasise cognitive aspects (Borkowski *et al.*, 2000; Efklides, 2011; Hadwin *et al.*, 2011; Winne & Hadwin, 1998; Zimmerman, 2000); some, motivational aspects (Perels *et al.*, 2005; Pintrich, 2000; Schunk, 2001); and others, emotional ones (Boekaerts, 1991).

Although there are different SRL models, a variety of terminologies, and overlapping concepts, they do all agree that it is a dynamic process that functions in different phases (Puustinen y Pulkkinen, 2001). Specifically, analyses of the conceptual similarities of these models have made it possible to organise and demarcate the self-regulation processes in three phases: the pre-action

phase (disposition or planning); the action phase (performance or execution); and the post-action phase (self-evaluation or self-reflection) (Panadero, 2017; Puustinen y Pulkkinen, 2001). The planning phase involves processes such as task analysis, setting objectives where students incorporate contextual information, self-knowledge, and deployment of motivational beliefs (processes prior to the act of learning). Based on the obtained results, the performance phase then underlines self-regulation actions, such as supervising the achievement of the study and learning objectives that are set (processes during the act of learning). Finally, the self-evaluation phase is where reflection on the action takes place and the outcome of the learning activity is evaluated (processes after the act of learning) (Zimmerman, 2016). Given that SRL is defined as cyclical, the results of the self-evaluation phase can be used to adjust later processes of planning with new contributions; that is to say, new inputs when facing a new academic challenge (De Smul et al., 2019). For this reason, it should be noted that SRL involves planning, follow-up, and monitoring of one's own learning to make it more effective. The theory of SRL is built on the idea that monitoring learning falls to each student, who regulates his or her actions to achieve a given objective, such as, for example, accomplishing a task (Dignath y Veenman, 2021).

1.3. Empirical evidence on SRL

The importance of SRL has been shown by favourable educational results in pri-

mary education, where use of self-regulation strategies by students is associated with solid learning and effective academic performance. In contrast, students who are not able to self-regulate their learning, effort, and precision display suboptimal academic results and learning (Molenaar et al., 2019).

Literature has also underlined the relevance of SRL for motivation. For example, a study of 480 students in the fourth grade of primary education in Spain found from their results that SRL, with dimensions comprising planning, self-testing, and effort, displayed significant relations ($p < .001$) with intrinsic motivation ($r = .39$, $r = .38$, and $r = .43$ respectively) (Rodríguez-González et al., 2021). Another study involving 523 Hong Kong fourth-grade primary school students showed that all of the motivation variables (interest, self-efficacy, and growth mentality) were related to the use of SRL strategies (planning, self-control and acting on feedback) ($.47 \leq r \leq .82$, $p < .001$) (Bai & Guo, 2019).

The findings of studies that included motivation, self-regulation, and performance in primary education confirm direct and significant relationships. For example, a study of 238 ninth-grade students from the Sultanate of Oman showed the existence of statistically significant and positive relationships between SRL and intrinsic motivation ($r = .57$, $p < 0.05$), as well as between SRL and academic performance in mathematics ($r = .58$, $p < 0.05$) (El-Adl

& Alkharusi, 2020). Another research with fourth-grade students in Hong Kong found positive relations between all of the motivational beliefs (growth mentality, self-efficacy, and intrinsic value), the three types of SRL strategies (supervision, regulation of effort, and setting and planning objectives), and scores in English exams ($.26 \leq r \leq .74$, $p < .01$) (Bai & Wang, 2023). Similarly, a study of 80 sixth- and seventh-grade students found that their perceived experience in the transition from primary to secondary school was significantly correlated with their SRL (Uka & Uka, 2020). That is to say, the way in which students experience a particular transition affects their motivation and academic performance.

On the basis of empirical studies, systematic reviews, and meta-analyses, it can be confirmed that SRL is associated with learning behaviour, performance, motivation, interpersonal behaviour, mental health, and a healthy adult life (Dent y Koenka, 2016; Dignath et al., 2008; Donker et al., 2014; Ergen y Kanadli, 2017; Öz, 2021; Robson et al., 2020; Theobald, 2021; Xu et al., 2022). The researches include students from all age groups and all types of contexts, which suggests that all pupils should have the opportunity to learn to self-regulate their own learning.

Given the above, attention is increasingly focussed on how to promote SRL at early ages. Its benefits for students are undeniable and they associate with

notable or successful academic trajectories in all disciplinary or content areas, as confirmed by recent systematic reviews and meta-analyses. For example, findings from a systematic review of 36 studies of school-aged students supported the efficacy of the SRL interventions to increase academic performance in mathematics (Wang & Sperling, 2020). Another meta-analysis of 30 studies confirmed that SRL training programmes for primary school students have an effect on performance (Dignath et al., 2008).

However, the literature has also identified difficulties with promoting SRL in this educational stage. These include ones associated with how likely teachers are to respond to the diverse characteristics of their students, which can obscure the true SRL requirements, restricting opportunities for growth (Peeters et al., 2016). Also, the little time teachers explicitly dedicate to teaching SRL strategies, something that could be attributed to their beliefs or knowledge of their promotion (Dignath & Büttner, 2018). The challenges of promoting SRL in students with a low socioeconomic level or who are of migrant backgrounds has also been noted (Vandavelde et al., 2017). In addition, some authors have noted the importance of the theoretical background on which interventions for promoting SRL are based, as well as the type of instruction strategy, given that differing effects have been found when comparing different school levels, for example, in secondary education (Dignath & Büttner, 2008).

1.4. The present study and research objectives

The value of SRL is beyond doubt and both educational theory and practice agree that it is a key competence for lifelong learning that students must acquire from their early schooling (Dignath y Veenman, 2021). However, various studies have found that it is insufficiently rooted in schools and that teachers only rarely promote it among their students (Heirweg et al., 2022). The literature has also shown that students differ in their capacity for self-regulation, and that it does not develop automatically in them (De Smul et al., 2019). In fact, some students do not acquire a command of learning activities or use them independently.

Systematic literature reviews reveal that studies into SRL are mainly concentrated in Europe with very few in Latin America (Hernández y Camargo, 2017; López-Angulo et al., 2020). In addition, another systematic review of the literature, in this case about the instruments available for measuring SRL in students at different educational levels (Leon-Ron et al., 2020), found a lack of valid instruments for primary education. In the 40 studies analysed, 31 instruments were identified. However, only one was for primary education students. Moreover, it was in English and consisted of 75 items, which made it difficult for primary school students to complete due to its length. Although there may be other instruments for measuring SRL in primary education, the review by León-Ron et al. (2020) notes that they are few.

On the basis of the above information, this study set out three specific objectives: (1) to confirm the dimensional structure and reliability of an instrument for measuring SRL in primary education students in Chile, (2) to analyse differences in SRL processes by sex and (3) to analyse differences in the SRL processes by grade.

2. Method

The study was carried out with a positivist paradigm and a quantitative focus. An instrumental design was used for objective 1 of this study, while for objectives 2 and 3 a correlational descriptive cross-sectional design was used (Ato et al., 2013).

2.1. Participants

The sample comprised 514 students from grades three to eight of primary education in the Biobío region of Chile (see Table 1). Non-probability convenience sampling was used, as schools were invited to take part in the research. Three exclusion criteria were used: (a) repeating students (ones who are taking a grade for the second time); (b) first and second grade students, as they are still learning to read and write and so might have difficulties understanding items; and (c) students from the school integration system with a diagnosis of any special educational need linked to the components of cognitive and/or emotional development. The mean age was 11.92 ($SD = 1.76$). In relation to biological sex at birth, 272 (52.9%) students identified as male, 227 (44.2%) identified as female, and 15 (2.9%) students pre-

ferred not to say. With regards to the commune (area of a city) in which the school where they study is located, 238 students (46.3%) attend school in the commune of

Concepción, 248 (48.2%) attend school in the commune of San Pedro de la Paz, and 28 (5.5%) attend school in the commune of Chiguayante.

TABLE 1. Descriptive statistics of the participants.

Level	Male	Female	Rather not say	Age (SD)
3 rd Grade	24	20	0	8.73 (1.26)
4 th Grade	11	17	1	9.86 (0.58)
5 th Grade	57	43	5	10.84 (0.7)
6 th Grade	73	50	4	11.93 (0.75)
7 th Grade	46	35	4	12.65 (1.1)
8 th Grade	61	62	1	13.93 (0.64)

Note: *SD* = standard deviation.

2.2. Instrument for measuring SRL

To measure the students' SRL, the self-regulation of learning phases instrument in secondary education (SRL-PI-S), by Sáez-Delgado et al. (2021), was selected. It had been developed on the basis of Zimmerman's theoretical model, which regards SRL as a three-phase cyclical process (forethought, performance, and self-reflection) (Zimmerman y Schunk, 2001). Its original design was applied to 438 Ecuadorian secondary school students, in a research programme with an instrumental design that included a review of specialist literature, validation by experts, with a Kappa coefficient of .92, and cognitive interviews (Sáez-Delgado et al., 2021). The tool consisted of seven independent Likert-type scales: (1) disposition to

study strategies (DSS), comprising seven items; (2) execution scale (EXE), with seventeen items; (3) seeking help scale (SH), with three items; (4) self-reflection of study scale (SRE), with fourteen items; (5) self-efficacy for disposition to study scale (SEF), comprising seven items; (6) internal causal attribution scale (IA), comprising three items; and finally; (7) external causal attribution (EA), comprising five items. The scales are answered on a 7-point Likert-type answer scale, where 1 is «Never» and 7 is «Always». The confirmatory factor structure for secondary students displayed adequate indexes of fit in accordance with what is stated in the literature [RMSEA \leq .07; CFI and TLI $>$ 0.92, and SRMR $<$ 0.08]. The internal consistency is adequate given that Cronbach's alpha



was greater than 0.6 in all cases. The interpretation uses a focus of grouping the SRL level determined by the frequency of use of self-regulation strategies, in addition to the Likert-type answer scale from 1 to 7 points. Thus, the following three categories were specified: (a) students with optimal SRL levels (6-7 points); (b) students with suboptimal SRL levels (3-5 points); (c) students with insufficient SRL levels (1-2 points). In the present study, as part of its first objective, the SRLPI-S was adapted to give the SRLPI-P (self-regulation of learning phases instrument in primary education), which is a new version for measuring SRL for use in primary education in Chile. In so doing, we followed the international recommendations and standards for cultural adaptation and test validation. Finally, questions were included for administering the instrument that made it possible to obtain information about participants' sociodemographic variables (grade, sex, age).

2.3. Data collection procedure

Ethical principles for the conduct of research involving human subjects were followed. The fathers, mothers or legal guardians of each study participant signed an informed consent form, while the students, who were minors, signed an informed consent form. Both documents were approved by the Ethics and Bioethics Committee of the Universidad Católica de la Santísima Concepción (UCSC).

First, the cognitive interviews process was applied to a total de twelve students

(seven girls and five boys) from five public schools in the Biobío region, with the objective of identifying possible problems understanding the instructions, wording of the items, and/or the instrument's answer format. There were no major observations and/or changes, as the students identified no difficulties in answering the instrument. They reported that the items were drafted in a simple, fluid, and direct way, and so understanding them did not cause any problems. Changes were only applied to those aspects where three or more students agreed.

2.4. Procedures for obtaining and analysing data

The first part of the analysis considered descriptive statistics of the sample. A confirmatory factor analysis was then performed to test the structure of the original scale and analyses were performed to evaluate differences by sex and educational level (year). All of them were done using the R software program (version 4.2.2).

For the confirmatory factor analysis, each scale was initially evaluated according to the structure proposed in the original study. Finally, three nested models were evaluated to test the general structure of the scale: (1) a structure with seven first-order factors; (2) a structure with seven correlated first-order factors; and (3) a hierarchical structure with one second-order factor and seven first-order factors. The ULS estimator was used, which is appropriate for ordinal measures such as Likert-type scales. The models were evaluated using chi-squared (χ^2), normed χ^2 (χ^2/df), CFI, TLI, AGFI, RMSEA, SRMR, and AVE.

The criteria used to evaluate the model were as follows: (1) χ^2/df between 2.0 and 5.0 (Hooper et al., 2008); (2) CFI and TLI greater than 0.9 is considered to be an acceptable fit and greater than .95 is a good fit; (3) RMSEA less than .05 is a good fit, between .05 and .08 is an acceptable fit, and greater than .08 is regarded as a poor fit; (4) SRMR less than 0.08 is regarded as an acceptable fit and less than 0.06 a good fit (Hu y Bentler, 1999); (5) AGFI, where a value close to 1 would indicate a perfect fit, while the minimum limit that is usually accepted is 0.8 (Bentler y Bonett, 1980).

To analyse reliability, we used Cronbach's alpha for each construct, where a value greater than 0.7 had to be obtained. Cronbach's alpha was also used if the item was eliminated from the model. As a complement for the analysis of convergent validity, the AVE (average variance extracted) index was used, where a value of .5 is considered acceptable (Fornell y Larcker, 1981).

To evaluate differences between the study variables by sex and grade, first the assumptions of normality and homoscedasticity were tested using the Kolmogorov-Smirnov test with the Lilliefors modification and the Levene test, respectively. The assumption of independence was fulfilled for the design of the study. To evaluate differences, we carried out Student's *t* tests or one-way ANOVA in the event that the necessary assumptions for the application of parametric tests were fulfilled. In cases where the assumptions were not fulfilled, the

robust Yuen test or the trimmed means ANOVA were used as applicable.

3. Results

3.1. Objective 1 results

For the confirmatory factor analysis, we evaluated three nested models that consider the seven scales proposed in the original study: first, a unidimensional model (M1), then a hierarchical model with a general second-order factor with seven related factors (M2), and, finally, the model with seven related factors (M3).

When considering the χ^2/df criterion, model M3 displays $\chi^2/df = 3.55$, which is regarded as an acceptable fit. In contrast, the M1 and M2 models present values close to 6, which is outside the range established as acceptable. For the CFI and TLI indicators, the 3 models present good fit as they all have values greater than .95. Nonetheless, the M3 model has the highest values: 0.974 and 0.972, respectively. In the case of the SRMR and RMSEA indicators, only the M3 model presents acceptable values as both are lower than .8 (Table 2).

Table 3 shows the Cronbach's alpha values for each construct, Cronbach's alpha if the item is eliminated for each item in the model, and the AVE index. All of the constructs present Cronbach's alpha values of around .7, which is recommended. With regard to the possible variation when eliminating one item per construct, no items generate large variations. Finally, when evaluating the AVE index, all of the constructs are around .5, which is acceptable.

TABLE 2. Indicators of fit of the models.

Modelo	χ^2	χ^2/df	CFI	TLI	AGFI	SRMR	RMSEA
M1: unidimensional	$\chi^2 (1128) = 6374.84,$ $p < 0.001$	5.65	0.953	0.952	0.958	0.101	0.095
M2: jerárquico	$\chi^2 (1107) = 6563.30,$ $p < 0.001$	5.92	0.952	0.949	0.956	0.102	0.098
M3: siete factores relacionados	$\chi^2 (1210) = 4301.52,$ $p < 0.001$	3.55	0.974	0.972	0.973	0.079	0.071

Note: χ^2 = chi-square test; χ^2/df = chi-square divided by degrees of freedom; CFI = comparative fit index; TLI = Tucker Lewis index; AGFI = adjusted goodness of fit index; SRMR = standardised root mean-square; RMSEA = root mean square error of approximation; M = model.

TABLE 3. Indicators of reliability (α) and convergent validity (AVE) of the instrument.

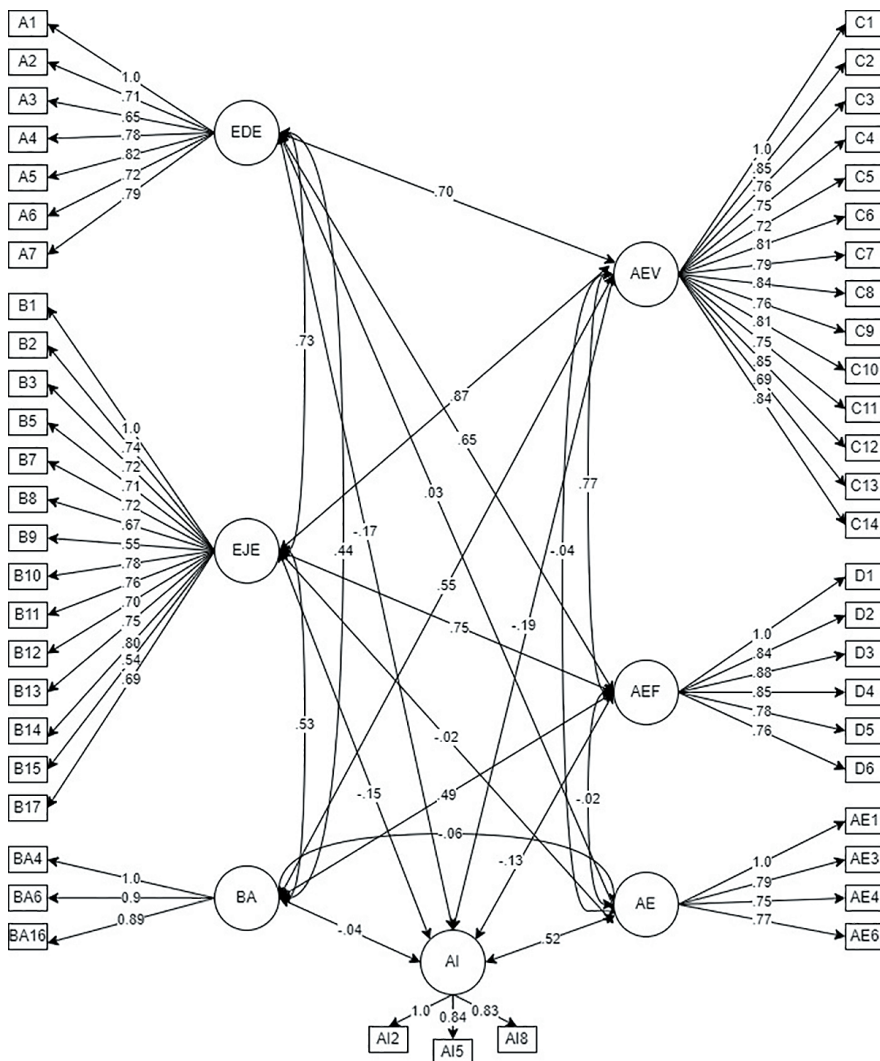
CIM	α	α^*	AVE	CIM	α	A*	AVE
Disposition to study scale (DSS)				Self-reflection of study scale (SRE)			
A1		.8		C1		.94	
A2		.8		C2		.94	
A3		.82		C3		.94	
A4	.82	.78	.62	C4		.94	
A5		.78		C5		.94	
A6		.81		C6		.94	
A7		.8		C7		.94	
Execution scale (EXE)				C8	.95	.94	.65
B1		.91		C9		.94	
B2		.9		C10		.94	
B3		.9		C11		.94	
B5		.91		C12		.94	
B7		.9		C13		.95	
B8		.91		C14		.94	
B9		.91		External causal attribution (EA)			
B10	.91	.9	.53	AE1		.82	
B11		.9		AE3		.81	
B12		.9		AE4	.84	.8	.69
B13		.9		AE6		.79	
B14		.9		AE7		.81	
B15		.91		Internal causal attribution (IA)			
B17		.91		AI2		.77	
Self-efficacy scale (SEF)				AI5	.81	.71	.79
D1		.88		AI8		.76	
D2		.88		Seeking help scale (SH)			
D3		.88		BA4		.65	
D4	.9	.88	.73	BA6	.77	.66	.87
D5		.89		BA16		.76	
D6		.89					
D7		.89					

Note: CIM = coding of each item in the model; α = Cronbach's alpha; α^* = Cronbach's alpha if the item is eliminated; AVE = average variance extracted.

Finally, Figure 1, shows that only the execution scale (EXE) has factor loadings of less than .6, corresponding to items B9 and B15. In all of the other scales, the loadings of the items are greater than .6. Regarding the correlations between the scales, the strongest correlations are between DSS, EXE, SRE, and

SEF, with values of between .65 and .87. On the other hand, the weakest correlations are between the EA-SEF and EA-EXE scales, both with a value of -.02. The final version of the instrument can be downloaded from the supplementary material at the following link: <https://figshare.com/s/42f3643b1116e1c899f2>

FIGURE 1. Confirmatory factor analysis model.



3.2. Objective 2 results

The sample for comparison by sex comprised 499 students, as the 15 students who preferred not to state their sex were eliminated from it. The mean declared age was 11.91 ($SD = 1.76$). Regarding study level, 44 (8.8%) were in the third grade; 28 (5.6%), in the fourth grade; 100 (20.0%), in the fifth grade, 123 (24.6%), in the sixth grade; 81 (16.2%) in the seventh grade, and 123 (24.6%), in the eighth grade.

Table 4 presents the descriptive analysis of the data, which show that in no cases do the averages for the different SRL scales reach 6 points. The highest

average is in the seeking help (SH) scale, where an average of 5.03 ($SD = 1.66$) can be seen for boys, while for girls the average is 5.13 ($SD = 1.67$). According to the interpretation of the instrument, this indicates suboptimal SRL levels in both male and female primary education students.

In contrast, only the *disposition to study strategies* (DSS) variable complied with the assumptions of normality and homoscedasticity required for the parametric test. In all other cases, the two assumptions reviewed were not fulfilled, and so the robust Yuen trimmed means test was applied.

TABLE 4. Comparison of study variables by sex.

	Male (n = 272)		Female (n = 227)		Levene test	T-test/Yuen	ES
	M (SD)	K-S Lilliefors	M (SD)	K-S Prueba de Lilliefors			
Age	11.93 (SD = 1.71)		11.88 (SD = 1.82)				
DSS	3.86 (1.50)	D = .039	4.05 (1.55)	D = .057	F (1,497) = 0.98	T (476.2) = -1.39	N/A
EXE	4.30 (1.38)	D = .047	4.48 (1.54)	D = .068*	F (1,497) = 6.09*	T ^(r) (244.7) = 1.72	N/A
SH	5.03 (1.66)	D = .117***	5.13 (1.67)	D = .131***	F (1,497) = 0.20	T ^(r) (292.6) = 0.95	N/A
SRE	4.32 (1.46)	D = .049	4.58 (1.58)	D = .077**	F (1,497) = 4.00*	T ^(r) (266.5) = 2.14*	0.15
SEF	4.37 (1.57)	D = .050	4.72 (1.71)	D = .091***	F (1,497) = 2.92	T ^(r) (274.1) = 2.72**	0.19
EA	2.69 (1.61)	D = .148***	2.77 (1.66)	D = .143***	F (1,497) = 0.24	T ^(r) (288) = 0.45	N/A
IA	3.67 (1.76)	D = .064**	3.72 (1.98)	D = .105***	F (1,497) = 7.18**	T ^(r) (254.4) = 0.12	N/A

Note: T(r) = Yuen test; N/A = not applicable; M = mean; SD = standard deviation; ES = effect size.

In relation to the differences for the study variables by sex, significant differences were detected in the *self-reflection of study* (SRE) variable (Yuen T (266.5) = 2.14, $p = 0.03$, ES = .15), where girls ($M = 4.58$, $SD = 1.58$) presented a higher level than boys ($M = 4.32$, $SD = 1.46$). Significant differences were also found for the *self-efficacy for disposition to study* variable (SEF) (Yuen T (274.1) = 2.72, $p = 0.007$, ES = .19), where girls ($M = 4.72$, $SD = 1.71$) displayed a higher level than men ($M = 4.37$, $SD = 1.57$).

3.3. Objective 3 results

To evaluate differences between the study variables by grade, we first tested compliance with the assumptions for the parametric one-way ANOVA test. The results of the Kolmogorov–Smirnov normality test with the Lilliefors modification were significant for the *seeking help* (SH) and *external causal attribution* (EA) variables ($p < .001$). So, for these two cases, it was not possible to assume normality in the distribution of their data. In all other cases, the test was not significant. Next, the assumption of homoscedasticity was evaluated using the Levene test, where for all of the variables the result was not significant ($p > 0.5$) and so the homoscedasticity of the data in the groups can be assumed.

The parametric ANOVA test was used for variables that complied with the assumptions of normality and homoscedasticity, and in cases where neither assumption was fulfilled, the robust ANOVA repeated means test was performed.

The ANOVA test was significant for the *disposition to study strategies* (DSS) variable ($F_{(5, 508)} = 3.41$, $p < 0.01$, $\eta^2 = 0.03$). The post hoc Tukey comparison test was then performed, and identified a significant difference ($p < 0.01$) for DSS among the levels of fourth grade ($M = 4.6$, $SD = 1.48$) and seventh grade ($M = 3.48$, $SD = 1.53$). There was also a significant difference for the *self-efficacy for disposition to study* (SEF) variable ($F_{(5, 508)} = 2.34$, $p < 0.05$, $\eta^2 = 0.02$). Next, the Tukey post hoc comparison test was performed, which identified a significant difference ($p < 0.05$) for SEF among the levels of fourth ($M = 5.10$, $SD = 1.48$) and seventh grade ($M = 4.11$, $SD = 1.78$). The ANOVA test did not detect significant differences by grade in the EXE, SRE, and IA variables (see Table 5). Similarly, neither the ANOVA trimmed means test applied to the SH and EA variables detect any significant differences by grade.

Finally, it is important to note that the descriptive analysis of the data shows that the means of the different SRL scales in the different grades are lower than 6 points, with the highest mean (5.45) in the *seeking help* (SH) scale ($SD = 1.36$). According to the interpretation of the instrument, this indicates suboptimal SRL levels in primary students, regardless of grade.

4. Discussion

The findings relating to the first objective of this study made it possible to confirm the dimensional structure of

TABLE 5. Comparison of study variables by grade (year).

Variable	3 rd grade (n = 44)	4 th grade (n = 29)	5 th grade (n = 105)	6 th grade (n = 127)	7 th grade (n = 85)	8 th grade (n = 124)	ANOVA/ANOVA trimmed means	η^2
DSS	4.24(1.50)	4.67(1.48)	3.98(1.6)	4.02(1.39)	3.48(1.53)	3.89(1.52)	F(5,508)= 3.41**	0.03
EXE	4.62(1.37)	4.87(1.35)	4.44(1.55)	4.42(1.29)	4.00(1.62)	4.35(1.42)	F(5,508)= 2.13	N/A
SH	5.42(1.43)	5.45(1.36)	5.16(1.76)	4.98(1.6)	4.88(1.81)	4.99(1.62)	F ^(v) (5,98.7)= 0.93	N/A
SRE	4.70(1.43)	4.77(1.62)	4.43(1.59)	4.53(1.45)	4.09(1.62)	4.39(1.44)	F(5,508)= 1.54	N/A
SEF	4.88(1.4)	5.10(1.48)	4.61(1.75)	4.54(1.52)	4.11(1.78)	4.47(1.64)	F(5,508)= 2.34*	0.02
EA	2.74(1.84)	2.75(1.81)	2.74(1.62)	2.94(1.71)	2.67(1.64)	2.62(1.51)	F ^(v) (5,96.7)= 0.36	N/A
IA	3.45(1.86)	3.59(2.18)	3.56(1.88)	3.77(1.74)	3.68(1.7)	3.92(2.02)	F(5,508)= 0.67	N/A

Note: η^2 = generalised eta (effect size); F^(v): ANOVA trimmed means.

the self-regulation of learning phases instrument in primary education (SRL-PI-P). The results showed that it has an acceptable structure consisting of seven related factors with acceptable Cronbach's alpha and AVE index values in all cases. The scale consisted of 53 items, which makes using it with primary education students more practical. Balancing theoretical and practical questions when measuring SRL is still a challenge, especially in the case of large-scale studies with primary education students (Vandevelde et al., 2013). In this sense, the present study makes a valid and reliable study available for use with school children.

Regarding the findings relating to the second objective of this study, significant differences were confirmed in the SRE and SEF variable, where girls had higher averages. This is consistent with previous studies that have found that women have better self-regulation than men. For example, one study in a sample of 2027 fifth- and sixth-grade students from 44 primary schools (107 classes) in Belgium (50.4% male, 49.6% female) analysed the relationship between the SRL profile of students and their sex, finding that girls reported a more self-regulated profile (Heirweg et al., 2019). Another study in 283 secondary school students from Croatia found greater self-efficacy for self-regulated learning in girls (Putarek y Pavlin-Bernardić, 2019). Also in secondary education, a study of 403 students from ninth to twelfth grade in Chile revealed a significant effect of sex in the

disposition to study phase of the SRL process in favour of girls (Sáez-Delgado et al., 2023). Another research also explored how much different SRL strategies varied by sex in 198 university students, finding that women more frequently used rehearsal, organisation, metacognition, and time, elaboration, and effort management skills (Bidjerano, 2005). Consequently, it can be argued that, at different educational levels (primary, secondary, and university), evidence has been found for female students using self-regulation learning strategies more than their male classmates.

In the case of the findings relating to the third objective of this study, there was evidence for significant differences in the DSS and SEF variables between the seventh grade and fourth grade levels, with the fourth grade displaying more frequent use of self-regulation strategies than students from higher years. Previous studies have shown similar findings; in some cases, SRL has stayed at the same level but in no case has it been found to increase as students progress to higher grades (years). For example, the results of a study evaluating differences by grade in secondary education, with the participation of 403 Chilean students, found no significant differences for any phases in the SRL process (Sáez-Delgado et al., 2023). Therefore, it is possible to conclude, on the basis of the results of this study and earlier research, that primary students' SRL does not spontaneously improve simply because they move from one academic

grade to the next. Although there seems to be a stagnation and even a drop-off in some SRL processes, it is important to consider the developmental perspective when analysing this result, that is to say, that as the students move on to the next term or to a higher year group (as they get older), they acquire a greater capacity to evaluate their real competence in place of a disproportionate view of their competence, unlike when they are younger (Guo, 2020). Furthermore, another possible explanation could be provided by cognitive social theory (Bandura, 1999), which insists that students can be influenced in their responses by their social surroundings (learning environment or school environment).

To interpret adequately the results of the present study, some limitations must be taken into account. Firstly, as the specialised literature suggests, it is important to consider the “limitations of generalisability”, in other words, the results cannot be generalised to groups not represented in the study (Simons et al., 2017). This study focussed on public primary schools in the Biobío region of Chile, and so these results cannot be generalised to other educational levels, to private schools, or to other regions of Chile. A second limitation is the instruments used, which are of the self-report type, and so the responses could suffer from social-desirability bias (Solé-Ferre et al., 2019). Also relating to the limitations of the instrument, we should note possible gender biases, that is to say, measurement invariance, which determines the possible existence of in-

variance between the trait scores of the groups to determine whether these are comparable and have the same meaning; in other words, whether the measurement evaluates the same trait in the same way in all groups (Reise et al., 1993). Therefore, taking this into account, until it is established that a measurement evaluates the same feature in two different groups, comparisons between them in the measurement are of uncertain significance (Putnick & Bornstein, 2016; Schmitt & Kuljanin, 2008). A third limitation relates to the sampling technique used in this study (non-probability convenience sampling), as the literature classifies this as a subjective sampling method, which has limited external validity. So, it suffers from sampling biases given that the participants in the sample are chosen according to their proximity to the researcher (Nielsen et al., 2017; Obilor, 2023). A fourth factor that could be seen as a limitation is the fact that the original instrument was applied to secondary education students and, in this study, it was adapted for use with primary education students. Although the lowest grades (first and second) were excluded to ensure sufficient reading skills and although validation tests were performed to identify possible difficulties with understanding the items, future studies should consider the specific characteristics of children of this educational level when attempting to administer the instrument. As a complex construct (SRL) is being measured, the students’ stage and their level of development of reading skills must be taken into account, as these could lead

to difficulties in comprehension of the items (Borghi, 2020).

Future studies can minimise the limitations noted above. Firstly, they could consider a larger sample. It would also be desirable for studies to obtain data from sources other than self-report type instruments, such as observational methods, to give a more specific perspective on the self-regulation processes of the students. In addition, the findings of this study reflect a need to promote self-regulation to ensure its development, as without efforts to promote it, it remains the same and does not change over students' academic trajectories. As the results of a meta-analysis of SRL training programmes in primary education show, these efforts have proven to be effective (Dignath et al., 2008). The recommendations for educational interventions identified in the literature provide a framework for how to promote SRL directly through teaching strategies and indirectly by creating a learning environment that enables students to regulate their learning (Dignath & Veenman, 2021). Teachers have a central role on this point given that, in their professional practice, they can implement direct and indirect strategies to foster students' SRL skills by applying effective teaching methods and directing them towards techniques that improve their regulatory processes (Uka y Uka, 2020). In fact, teachers currently face the challenge of teaching students not only the essence of the disciplinary content of the different subjects, but also the

process of learning itself. And so teaching students to use learning strategies effectively has become a popular instructional practice in primary schools that can be fulfilled by implementing SRL (De Smul et al., 2019). Consequently, it would be of interest for future studies to focus on training primary school teachers in practices for promoting SRL and on the variables that underlie the practices that promote SRL, identifying beliefs, knowledge, and skills that are closely related to teachers' implementation of self-regulatory learning (Sáez-Delgado et al., 2022).

Acknowledgements

We would like to thank the FONDECYT Research Initiation project 2020 N°11201054, with the title: "The reciprocal relationship between teacher self-regulation and student self-regulation of learning and academic performance. An explanatory model in secondary education", by the principal investigator Dr Fabiola Sáez-Delgado.

References

- Anthony, L., Koo, A.-C., & Hew, S. (2020). Self-regulated learning strategies and non-academic outcomes in higher education blended learning environments: A one decade review. *Education and Information Technologies*, 25, 3677-3704. <https://doi.org/10.1007/s10639-020-10134-2>
- Ato, M., López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología [A classification system for research designs in psychology]. *Anales de Psicología*, 29 (3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>

- Bai, B., & Guo, W. (2019). Motivation and self-regulated strategy use: Relationships to primary school students' English writing in Hong Kong. *Language Teaching Research*, 25 (3), 378-399. <https://doi.org/10.1177/1362168819859921>
- Bai, B., & Wang, J. (2023). The role of growth mindset, self-efficacy and intrinsic value in self-regulated learning and English language learning achievements. *Language Teaching Research*, 27 (1), 207-228. <https://doi.org/10.1177/1362168820933190>
- Bandura, A. (1999). Social cognitive theory: An agentic Albert Bandura. *Asian Journal of Social Psychology*, 2, 21-41. <https://doi.org/10.1111/1467-839X.00024>
- Bentler, P., & Bonett, D. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88 (3), 588-606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Bidjerano, T. (2005). Gender differences in self-regulated learning. *Annual Meeting of the North-eastern Educational Research Association*, 36 (1), 1-8.
- Boekaerts, M. (1991). Subjective competence, appraisals and self-assessment. *Learning and Instruction*, 1, 1-17. [https://doi.org/10.1016/0959-4752\(91\)90016-2](https://doi.org/10.1016/0959-4752(91)90016-2)
- Boekaerts, M. (1999). Self-regulated learning: Where we are today. *International Journal of Educational Research*, 31, 445-457. [https://doi.org/10.1016/S0883-0355\(99\)00014-2](https://doi.org/10.1016/S0883-0355(99)00014-2)
- Borghi, A. (2020). A future of words: Language and the challenge of abstract concepts. *Journal of Cognition*, 3 (1). <https://doi.org/10.5334/joc.134>
- Borkowski, J., Chan, L., & Muthukrishna, N. (2000). A process-oriented model of metacognition: links between motivation and executive functioning. In G. Schraw, & J. Impara (Eds.), *Issues in the measurement of metacognition*. Buross Institute of Mental Measurements, University of Nebraska.
- De Smul, M., Heirweg, S., Devos, G., & Van Keer, H. (2019). School and teacher determinants underlying teachers' implementation of self-regulated learning in primary education. *Research Papers in Education*, 34 (6), 701-724. <https://doi.org/10.1080/02671522.2018.1536888>
- Dent, A., & Koenka, A. (2016). The relation between self-regulated learning and academic achievement across childhood and adolescence: A meta-analysis. *Educational Psychology Review*, 28 (3), 425-474. <https://doi.org/10.1007/s10648-015-9320-8>
- Dignath, C., & Büttner, G. (2008). Components of fostering self-regulated learning among students. A meta-analysis on intervention studies at primary and secondary school level. *Metacognition and Learning*, 13, 127-157. <https://doi.org/10.1007/s11409-018-9181-x>
- Dignath, C., & Büttner, G. (2018). Teachers' direct and indirect promotion of self-regulated learning in primary and secondary school mathematics classes—insights from video-based classroom observations and teacher interviews. *Metacognition and Learning*, 13, 127-157. <https://doi.org/10.1007/s11409-018-9181-x>
- Dignath, C., Büttner, G., & Langfeldt, H.-P. (2008). How can primary school students learn self-regulated learning strategies most effectively? A meta-analysis on self-regulation training programmes. *Educational Research Review*, 3 (2), 101-129. <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2008.02.003>
- Dignath, C., & Veenman, M. (2021). The role of direct strategy instruction and indirect activation of self-regulated learning: Evidence from classroom observation studies. *Educational Psychology Review*, 33 (2), 489-533. <https://doi.org/10.1007/s10648-020-09534-0>
- Dinsmore, D., Alexander, P., & Loughlin, S. (2008). Focusing the conceptual lens on metacognition, self-regulation, and self-regulated learning. *Educational Psychology Review*, 20, 391-409. <https://doi.org/10.1007/s10648-008-9083-6>
- Donker, A., de Boer, H., Kostons, D., Dignath, C., & van der Werf, M. (2014). Effectiveness of learning strategy instruction on academic performance: A meta-analysis. *Educational Research Review*, 11 (1), 1-26. <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2013.11.002>
- Efklides, A. (2011). Interactions of metacognition with motivation and affect in self-regulated learning: The MASRL model. *Educational Psychology*, 46, 6-25. <https://doi.org/10.1080/00461520.2011.538645>

- El-Adl, A., & Alkharusi, H. (2020). Relationships between self-regulated learning strategies, learning motivation and mathematics achievement. *Cypriot Journal of Educational Science*, 15 (1), 104-111. <https://doi.org/10.18844/cjes.v15i1.4461>
- Ergen, B., & Kanadli, S. (2017). The effect of self-regulated learning strategies on academic achievement: A meta-analysis study. *Eurasian Journal of Educational Research*, 17 (69), 55-74. <https://dergipark.org.tr/en/pub/ejer/issue/42462/511430>
- Fornell, C., & Larcker, D. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18 (1), 39-50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Guo, W. (2020). Grade-level differences in teacher feedback and students' self-regulated learning. *Frontiers in Psychology*, 11, 1-17. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00783>
- Hadwin, A., & Oshige, M. (2011). Self-regulation, coregulation, and socially shared regulation: Exploring perspectives of social in self-regulated learning theory. *Teachers College Record*, 113 (2), 240-264. <https://doi.org/10.1177/016146811111300204>
- Hadwin, A., Järvelä, S., & Miller, M. (2011). Self-regulated, co-regulated, and socially shared regulation of learning. In B. Zimmerman, & D. Schunk (Eds.), *Handbook of self-regulation of learning and performance* (pp. 65-84). Routledge.
- Heirweg, S., De Smul, M., Devos, G., & Van Keer, H. (2019). Profiling upper primary school students' self-regulated learning through self-report questionnaires and think-aloud protocol analysis. *Learning and Individual Differences*, 70 (1), 155-168. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2019.02.001>
- Heirweg, S., De Smul, M., Merchie, E., Devos, G., & Van Keer, H. (2022). The long road from teacher professional development to student improvement: A school-wide professionalization on self-regulated learning in primary education. *Research Papers in Education*, 37 (6), 929-953. <https://doi.org/10.1080/02671522.2021.1905703>
- Hernández, A., & Camargo, Á. (2017). Autorregulación del aprendizaje en la educación superior en Iberoamérica: una revisión sistemática [Self-regulated learning in higher education in Latin-America: A systematic review]. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 49 (2), 146-160. <https://doi.org/10.1016/j.rlp.2017.01.001>
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit structural equation modelling. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6 (1), 53-60. <https://academic-publishing.org/index.php/ejbrm/article/view/1224>
- Hu, L., & Bentler, P. (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>
- León-Ron, V., Sáez-Delgado, F., Mella-Norambuena, J., Posso-Yépez, M., Ramos, C., & Lobos, K. (2020). Revisión sistemática sobre instrumentos de autorregulación del aprendizaje diseñados para estudiantes [Systematic review of learning self-regulation instruments designed for students]. *Revista Espacios*, 41 (11), 29-53. <https://revistaespacios.com/a20v41n11/a20v41n11p29.pdf>
- López-Angulo, Y., Sáez-Delgado, F., Arias-Roa, N., & Díaz-Mujica, A. (2020). Revisión sistemática sobre instrumentos de autorregulación del aprendizaje en estudiantes de educación secundaria [Systematic review of self-regulated learning instruments in secondary education students]. *Información Tecnológica*, 31 (4), 85-98. <https://doi.org/10.4067/s0718-07642020000400085>
- Molenaar, I., Horvers, A., & Baker, R. (2019). What can moment-by-moment learning curves tell about students' self-regulated learning? *Learning and Instruction*, 72, 101206. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2019.05.003>
- Nielsen, M., Haun, D., Kärtner, J., & Legare, C. (2017). The persistent sampling bias in developmental psychology: A call to action. *Journal of Experimental Child Psychology*, 162, 31-38. <https://doi.org/10.1016/j.jecp.2017.04.017>

- Niemivirta, M. (2006). Assessing motivation and self-regulation in learning within a predictive design: Incorporating systematic elements of change. *Educational Psychology Review*, 18, 255-259. <https://doi.org/10.1007/s10648-006-9020-5>
- Oates, S. (2019). The importance of autonomous, self-regulated learning in primary initial teacher training. *Frontiers in Education*, 4, 102. <https://doi.org/10.3389/feduc.2019.00102>
- Obilor, E. (2023). Convenience and purposive sampling techniques: Are they the same? *International Journal of Innovative Social y Science Education Research*, 11 (1), 1-7.
- Öz, E. (2021). The effect self-regulated learning on students' academic achievement: A meta-analysis. *International Online Journal of Educational Sciences*, 13 (5), 1409-1429. https://iojes.net/?mod=makale_tr_ozet&makale_id=49642
- Panadero, E. (2017). A review of self-regulated learning: Six models and four directions for research. *Frontiers in Psychology*, 8, 422. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00422>
- Peeters, J., De Backer, F., Kindekens, A., Triquet, K., & Lombaerts, K. (2016). Teacher differences in promoting students' self-regulated learning: Exploring the role of student characteristics. *Learning and Individual Differences*, 52, 88-96. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2016.10.014>
- Perels, F., Gurtler, T., & Schmitz, B. (2005). Training of self-regulatory and problem-solving competence. *Learning and Instruction*, 15 (2), 123-139. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2005.04.010>
- Pintrich, P. (2000). The role of goal orientation in self-regulated learning. In M. Boekaerts, P. Pintrich, & M. Zeidner (Eds.), *Handbook of self-regulation* (pp. 452-502). Academic Press.
- Pintrich, P. (2004). A conceptual framework for assessing motivation and self-regulated learning in college students. *Educational Psychology Review*, 16 (4), 385-407. <https://doi.org/10.1007/s10648-004-0006-x>
- Putarek, V., & Pavlin-Bernardić, N. (2019). The role of self-efficacy for self-regulated learning, achievement goals, and engagement in academic cheating. *European Journal of Psychology of Education*, 35 (3), 647-671. <https://doi.org/10.1007/s10212-019-00443-7>
- Putnick, D., & Bornstein, M. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Puustinen, M., & Pulkkinen, L. (2001). Models of self-regulated learning: a review. *Scandinavian Journal of Educational Research*, 45(3), 269-286. <https://doi.org/10.1080/00313830120074206>
- Reise, S., Widaman, K., & Pugh, R. (1993). Confirmatory factor analysis and item response theory: Two approaches for exploring measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 114 (3), 552. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.114.3.552>
- Ribeiro, D., & Boruchovitch, E. (2018). Self-regulation of learning: Key concepts and theoretical models. *Psicologia da Educação*, (46), 71-80.
- Rivers, D., Nakamura, M., & Vallance, M. (2022). Online self-regulated learning and achievement in the era of change. *Journal of Educational Computing Research*, 60 (1), 104-131. <https://doi.org/10.1177/07356331211025108>
- Robson, D., Allen, M., & Howard, S. (2020). Self-regulation in childhood as a predictor of future outcomes: A meta-analytic review. *Psychological Bulletin*, 146 (4), 324-354. <https://doi.org/10.1037/bul0000227>
- Rodríguez-González, P., Cecchini, J., Méndez-Giménez, A., & Sánchez-Martínez, B. (2021). Intrinsic motivation, emotional intelligence and self-regulated learning: A multilevel analysis. *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte*, 21 (82), 235-252. <http://cdeporte.rediris.es/revista/revista82/artmotivacion1200.htm>
- Sáez-Delgado, F., Mella-Norambuena, J., López-Angulo, Y., & León-Ron, V. (2021). Scales to measure self-regulated learning phases in secondary school students. *Informacion Tecnológica*, 32 (2), 41-50. <https://doi.org/10.4067/S0718-07642021000200041>
- Sáez-Delgado, F., López-Angulo, Y., Mella-Norambuena, J., Baeza-Sepúlveda, C., Contreras-Saavedra, C., & Lozano-Peña, G. (2022). Teacher self-regulation and its relationship with student self-regulation in secondary education. *Sustainability (Switzerland)*, 14 (24), 16863. <https://doi.org/10.3390/su142416863>

- Sáez-Delgado, F., Mella-Norambuena, J., López-Angulo, Y., Sáez, &, & León-Ron, V. (2023). Invariant and suboptimal trajectories of self-regulated learning during secondary school: implications focused on quality in higher education. *Frontiers in Psychology, 14*, 1235846. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1235846>
- Schmitt, N., & Kuljanin, G. (2008). Measurement invariance: Review of practice and implications. *Human Resource Management Review, 18* (4), 210-222. <https://doi.org/10.1016/j.hrmr.2008.03.003>
- Schunk, D. (2001). *Self-regulation through goal setting*. ERIC Counseling and Student Services Clearinghouse. <https://eric.ed.gov/?id=ED462671>
- Simons, D., Shoda, Y., & Lindsay, S. (2017). Constraints on generality (COG): A proposed addition to all empirical papers. *Perspectives on Psychological Science, 12* (6), 1123-1128. <https://doi.org/10.1177/1745691617708630>
- Solé-Ferre, N., Mumbardó-Adam, C., Company-Romero, R., Balmaña-Gelpí, N., & Corbella-Santom, S. (2019). Instrumentos de evaluación de la autorregulación en población infanto-juvenil: una revisión sistemática [Instruments to assess self-regulation in children and adolescents: A systematic review]. *Revista de Psicología Clínica Con Niños y Adolescentes, 6* (2), 36-43. <https://doi.org/10.21134/rpcna.2019.06.2.5>
- Taranto, D., & Buchanan, M. (2020). Sustaining lifelong learning: A self-regulated learning (SRL) approach. *Discourse and Communication for Sustainable Education, 11* (1), 5-15. <https://doi.org/10.2478/dcse-2020-0002>
- Theobald, M. (2021). Self-regulated learning training programs enhance university students' academic performance, self-regulated learning strategies, and motivation: A meta-analysis. *Contemporary Educational Psychology, 66*, 101976. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2021.101976>
- Uka, A., & Uka, A. (2020). The effect of students' experience with the transition from primary to secondary school on self-regulated learning and motivation. *Sustainability, 12* (20), 8519. <https://doi.org/10.3390/su12208519>
- Vandavelde, S., Van Keer, H., & Rosseel, Y. (2013). Measuring the complexity of upper primary school children's self-regulated learning: A multi-component approach. *Contemporary Educational Psychology, 38* (4), 407-425. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2013.09.002>
- Vandavelde, S., Van Keer, H., & Merchie, E. (2017). The challenge of promoting self-regulated learning among primary school children with a low socioeconomic and immigrant background. *The Journal of Educational Research, 110* (2), 113-139. <https://doi.org/10.1080/00220671.2014.999363>
- Wang, Y., & Sperling, R. (2020). Characteristics of effective self-regulated learning interventions in mathematics classrooms: A systematic review. *Frontiers in Education, 5*, 58. <https://doi.org/10.3389/educ.2020.00058>
- Weinstein, C. (1996). Self-regulation: A commentary on directions for future research. *Learning and Individual Differences, 8* (3), 269-274. [https://doi.org/10.1016/S1041-6080\(96\)90018-7](https://doi.org/10.1016/S1041-6080(96)90018-7)
- Winne, P. (2005). A perspective on state-of-the-art research on self-regulated learning. *Instructional Science, 33*, 559-565. <https://doi.org/10.1007/s11251-005-1280-9>
- Winne, P., & Hadwin, A. (1998). Studying as self-regulated engagement in learning. In D. Hacker, J. Dunlosky, & A. Graesser (Eds.), *Metacognition in educational theory and practice* (pp. 277-304). Erlbaum.
- Xu, Z., Zhao, Y., Zhang, B., Liew, J., & Kogut, A. (2022). A meta-analysis of the efficacy of self-regulated learning interventions on academic achievement in online and blended environments in K-12 and higher education. *Behaviour and Information Technology, 42* (16), 2911-2931. <https://doi.org/10.1080/0144929X.2022.2151935>
- Zimmerman, B. (2000). Attaining self-regulation: A social cognitive perspective. In M. Boekaerts, P. Pintrich, & M. Zeidne (Eds.), *Handbook of self-regulation* (pp. 13-39). Academic Press. <https://doi.org/10.1016/b978-012109890-2/50031-7>
- Zimmerman, B. (2013). From cognitive modeling to self-regulation: A social cognitive career path. *Educational Psychology, 48* (3), 135-147. <https://doi.org/10.1080/00461520.2013.794676>
- Zimmerman, B. (2016). Becoming a self-regulated learner: An overview. *Theory Into Practice, 41* (2), 64-70. https://doi.org/10.1207/s15430421tip4102_2
- Zimmerman, B., & Schunk, D. (2001). *Self-regulated learning and academic achievement: Theoretical perspectives*. Routledge.

Authors' biographies

Fabiola Sáez-Delgado. Assistant professor in the Faculty of Education. Head of the Master's in Educational Science programme at the UCSC. Degree in Education, Master's in Education, and Doctorate in Psychology from the Universidad de Concepción, Chile. Her lines of research are cognitive-motivational variables in teaching and learning processes, mental health variables in educational communities, and socio-emotional competences. She has specialised in systematic reviews of literature, psychometry, and analysis of predictive and explanatory models in education. Member of the "Society, education, and psychology" international research group (GISEP) and leader of the "Cognition, emotion, and disruptive technologies in education" research and innovation line. In the last five years, she has published more than 50 academic articles in high-impact journals and has led externally funded national and international projects.



<https://orcid.org/0000-0002-7993-5356>

Javier Mella-Norambuena. Part-time professor in the Department of Sciences of the Universidad Técnica Federico Santa María, Chile. Degree in Education and Master's in Health Psychology from the Universidad de Concepción, Chile. Doctoral candidate on the Education Doctorate programme at the Universidad Católica de la Santísima Concepción, Chile. His lines of research are cognitive-motivational variables in processes of teaching and learning and

mental health variables in educational communities. He has specialised in systematic reviews of literature, research methodology, and quantitative data analysis using the SPSS, RStudio, and Python software programs. Member of the "society, education, and psychology" international research group (GISEP).



<https://orcid.org/0000-0002-4288-142X>

Marcela Bizama. Associate professor in the Faculty of Education of the Universidad Católica de la Santísima Concepción, Chile (UCSC). Qualified Teacher from the Universidad de Chile and Doctor in Education from the Universidad de Concepción (Stockholm University agreement). Her lines of research are cognition, learning, and development. She has specialised in the study of cognitive variables such as fluid intelligence, executive functions relating to attention and memory, creativity, and reading comprehension of various text types in different developmental stages. She has participated in various research projects, with national and international funding, and has numerous publications in a variety of indexed journals.



<https://orcid.org/0000-0003-3515-4504>

Joan Gatica. Candidate for a Doctorate in Education at the Universidad Católica de la Santísima Concepción, Chile. Master's in Management, Leadership, and Educational Policy from the Universidad de Concepción (Chile), and Master's in Quality School Management and Administration from the Universidad del Desarrollo (Chile). He researches

the impact of learning and playing chess and other board games on the acquisition and development of critical thinking, self-regulation of learning and metacognition. Head of primary and secondary schools for 16 years. School management

advisor in schools and colleges in various regions of Chile. Promoter of projects to include chess in classrooms in Chilean schools.



<https://orcid.org/0009-0002-9312-4012>

Autorregulación del aprendizaje en estudiantes chilenos de educación primaria: validación de un instrumento y diferencias por sexo y grado

Self-regulation of learning in Chilean primary school students: Validation of an instrument and differences by sex and grade

Dra. Fabiola SÁEZ-DELGADO. Profesora Asistente. Centro de Investigación en Educación y Desarrollo, CIEDE-UCSC. Universidad Católica de la Santísima Concepción, Chile (fsaez@ucsc.cl).

Mg. Javier MELLA-NORAMBUENA. Profesor a tiempo parcial. Universidad Técnica Federico Santa María, Chile (javier.mellan@usm.cl).

Dra. Marcela BIZAMA. Profesora Asociada. Centro de Investigación en Educación y Desarrollo, CIEDE-UCSC. Universidad Católica de la Santísima Concepción, Chile (mbizama@ucsc.cl).

Joan GATICA. Doctorando en Educación. Universidad Católica de la Santísima Concepción, Chile (jgatica@doctoradoedu.ucsc.cl).

Resumen:

El aprendizaje autorregulado ha sido muy elogiado como competencia clave para iniciar y mantener el aprendizaje permanente. Sin embargo, a pesar de su reconocido valor, la literatura ha evidenciado que aún no está arraigado lo suficiente en las escuelas y que no se desarrolla de forma automática en el estudiantado. El objetivo de este estudio fue validar un instrumento para medir la autorregulación del aprendizaje en estudiantes de educación primaria y analizar diferencias en los procesos de autorregulación del aprendizaje en el estudiantado según el sexo y el grado. El méto-

do se desarrolló desde un paradigma positivista y un enfoque cuantitativo. La muestra estuvo compuesta por 514 estudiantes de tercero a octavo grado de educación primaria en Chile. Los resultados mostraron que el instrumento tiene una estructura aceptable [$\chi^2/gl = 3.55, p < 0.001$; CFI = 0.974; TLI = 0.972; AGFI = 0.973; SRMR = 0.079; RMSEA = 0.071], constituida por 56 ítems y 7 factores relacionados. En todos los casos, se obtuvieron valores de alfa de Cronbach sobre .7 y un índice AVE sobre .5, que es lo aceptable. Se detectaron diferencias significativas en las variables *autoevaluación del estudio y aprendizaje*

Fecha de recepción del original: 01-10-2023.

Fecha de aprobación: 26-12-2023.

Cómo citar este artículo: Sáez-Delgado, F., Mella-Norambuena, J., Bizama, M., y Gatica, J. (2024). Autorregulación del aprendizaje en estudiantes chilenos de educación primaria: validación de un instrumento y diferencias por sexo y grado [Self-regulation of learning in Chilean primary school students: Validation of an instrument and differences by sex and grade]. *Revista Española de Pedagogía*, 82 (288), 311-333. <https://doi.org/10.22550/2174-0909.4057>

y *autoeficacia para la disposición al estudio*, donde las mujeres presentaron mayor nivel que los hombres. También en las variables *estrategias de disposición al estudio* y *autoeficacia para la disposición al estudio*, en los niveles de séptimo y cuarto grado, a favor de estos últimos. La discusión presenta las posibles implicaciones prácticas, la investigación orientada a la intervención oportuna y el impacto en la calidad de la educación escolar. Se concluye que las mujeres son más autorreguladas que los hombres, que los niveles de autorregulación son subóptimos y que, si esta no se entrena de manera intencional, no aumenta durante los cursos de la educación primaria.

Palabras clave: autorregulación del aprendizaje, educación primaria, escuelas públicas, enfoque cuantitativo.

Abstract:

Self-regulated learning has been widely praised as a key competence for initiating and maintaining lifelong learning. However, despite its recognised value, the literature shows that it is still insufficiently rooted in schools and that students do not develop it automatically. The aim of this study was to validate an instrument for measuring self-regulation of learning in primary school students and to analyse differences in

students' self-regulation of learning processes by sex and grade. The method was developed from a positivist paradigm and a quantitative approach. The sample consisted of 514 students from third to eighth grade of primary school in Chile. The results showed that the instrument has an acceptable structure [$\chi^2/df = 3.55, p < 0.001$; CFI = 0.974; TLI = 0.972; AGFI = 0.973; SRMR = 0.079; RMSEA = 0.071]. It consists of 56 items and 7 related factors, with Cronbach's alpha values over .7 and AVE index over .5 in all cases, which is acceptable. Significant differences were detected in the *self-regulation of study and learning* and *self-efficacy for disposition to study* variables, where women displayed higher levels than men. Also, in the *strategies for disposition to study* and *self-efficacy for disposition to study* variables, at the seventh and fourth grade levels, with the latter having higher levels. The discussion presents the potential practical implications, possibilities for research directed at timely intervention, and the impact on the quality of school education. It is concluded that girls have better self-regulation than boys, that self-regulation levels are suboptimal, and that self-regulation does not increase during the primary school years without intentional training.

Keywords: self-regulation of learning, primary education, public schools, quantitative approach.

1. Introducción

1.1. Importancia de la autorregulación del aprendizaje en educación

Los nuevos requisitos relativos a las competencias clave del estudiantado de esta sociedad basada en el conocimiento han dado

lugar a un gran número de investigaciones sobre cómo hacer que el aprendizaje sea más eficaz. La autorregulación del aprendizaje (en adelante ARA) es un constructo sólido en investigación, dado que se ha desarrollado para satisfacer estas demandas (Anthonysamy *et al.*, 2020; Oates, 2019).

Según Winne (2005), el primer artículo en el que se empleó el constructo ARA fue en el estudio publicado por Mlott *et al.* en 1976. Este término surgió, en gran medida, de una perspectiva sociocognitiva (Hadwin y Oshige, 2011; Zimmerman, 2013). Desde mediados de la década de 1980, se intensificó el desarrollo de la investigación sobre la ARA, en especial en el contexto educativo, y ganó gran relevancia en la década de 1990. La importancia de las conceptualizaciones de ARA se fundamentó en la oportunidad de comprender los pensamientos, los comportamientos y las emociones humanas mediante un enfoque que integra diferentes constructos y que gana fuerza en su evolución (Weinstein, 1996). Incluso, la trayectoria de su desarrollo sobrepasó a otros constructos que se estaban investigando, como la metacognición, poco fértil dado que la mayoría de los modelos que se empezaron a proponer sobre la ARA la incorporaron (Dinsmore *et al.*, 2008). De hecho, ya se había señalado que la ARA constituía una serie de procesos cognitivos, afectivos y motivacionales interrelacionados (Boekaerts, 1999; Pintrich, 2004; Niemivirta, 2006).

Los estudiantes autorregulados disponen de las habilidades necesarias para aprender de manera eficaz tanto en la escuela como más adelante en la vida (Rivers *et al.*, 2022). Como tal, la ARA ha sido muy elogiada como competencia clave para iniciar y mantener el aprendizaje permanente (Taranto y Buchanan, 2020). Su introducción ha ido acompañada de un cambio de paradigma en la investigación sobre el aprendizaje y la instrucción, que ha llevado a centrarse en cada alumno como participante activo en el proceso de aprendizaje.

1.2. Modelos teóricos y conceptualización de ARA

El ARA es reconocida en la literatura especializada como un constructo complejo multidimensional. También como un extraordinario paraguas que incluye un amplio número de variables que influyen en el aprendizaje a partir de un enfoque global y holístico. El concepto de ARA se ha planteado como una síntesis entre la investigación sobre cómo funciona el aprendizaje (centrado en procesos cognitivos y motivacionales del estudiantado) y la investigación sobre cómo funciona la enseñanza (centrada en interacciones entre estudiantado y profesorado en un entorno social). Como resultado, han surgido, a lo largo del tiempo, diferentes propuestas de modelos teóricos para explicar este constructo. Algunas revisiones teóricas han analizado los modelos disponibles (ver, por ejemplo: Panadero, 2017; Puustinen y Pulkkinen, 2001; Ribeiro y Boruchovitch, 2018), donde se han identificado, al menos, nueve modelos que integran componentes (meta)cognitivos, motivacionales y afectivos, aunque la preponderancia de estos componentes varía en cada uno. Por ejemplo, existen modelos que enfatizan los aspectos cognitivos (Borkowski *et al.*, 2000; Efklides, 2011; Hadwin *et al.*, 2011; Winne y Hadwin, 1998; Zimmerman, 2000); otros, los aspectos motivacionales (Perels *et al.*, 2005; Pintrich, 2000; Schunk, 2001); y otros, la emoción (Boekaerts, 1991).

Aun cuando existen diferentes modelos, diversas terminologías de ARA y solapamientos conceptuales, todos coinciden en que se trata de un proceso dinámico que funciona a través de distintas fases (Puustinen y Pulkkinen, 2001). En concreto, los análisis de las similitudes conceptuales de

estos modelos han permitido organizar y delimitar los procesos autorregulatorios en tres fases: la fase de preacción (disposición o planificación), la fase de acción (desempeño o ejecución) y la fase de posacción (autoevaluación o autorreflexión) (Panadero, 2017; Puustinen y Pulkkinen, 2001). La fase de planificación implica procesos como el análisis de tareas y la fijación de objetivos, donde el estudiantado incorpora información contextual y autoconocimiento, y despliega sus creencias motivacionales (procesos previos al acto de aprendizaje). A partir de los resultados obtenidos, la siguiente fase de desempeño evidencia las acciones de autorregulación, como la supervisión del logro de aquellos objetivos establecidos de estudio y aprendizaje (procesos durante el acto de aprendizaje). Por último, en la fase de autoevaluación, se reflexiona sobre la actuación y se evalúa el resultado de la actividad de aprendizaje (procesos posteriores al acto de aprendizaje) (Zimmerman, 2016). Dado que la ARA se define como cíclica, los resultados de la fase de autoevaluación se pueden utilizar para ajustar procesos de planificación posteriores con nuevas aportaciones; es decir, un nuevo *input* ante un nuevo desafío académico (De Smul *et al.*, 2019). La ARA, pues, implica la planificación, el seguimiento y el control del propio aprendizaje para que este sea más eficaz. Su teoría se construye sobre la idea de que el control del aprendizaje recae en cada estudiante, quien regula sus acciones para alcanzar un determinado objetivo, como, por ejemplo, el desempeño de una tarea (Dignath y Veenman, 2021).

1.3. Evidencia empírica sobre ARA

Se ha evidenciado la importancia de la ARA en resultados educativos favorables

en la educación primaria, donde aquellos estudiantes que despliegan estrategias autorregulatorias se asocian con un aprendizaje sólido y un desempeño académico eficaz. Por el contrario, aquellos que no logran autorregular su esfuerzo, precisión y aprendizaje obtienen resultados académicos subóptimos (Molenaar *et al.*, 2019).

La literatura también ha destacado la relevancia que tiene la ARA en la motivación. Por ejemplo, un estudio en 480 estudiantes de cuarto grado de educación primaria en España encontró en sus resultados que la ARA, cuyas dimensiones integraban la planificación, la autocomprobación y el esfuerzo, mostró relaciones significativas ($p < .001$) con la motivación intrínseca ($r = .39$, $r = .38$ y $r = .43$, respectivamente) (Rodríguez-González *et al.*, 2021). Otro estudio en el que participaron 523 estudiantes de cuarto grado de educación primaria de Hong Kong evidenció que todas las variables de motivación (el interés, la autoeficacia y la mentalidad de crecimiento) estaban relacionadas con el uso de estrategias de ARA (planificación, autocontrol y actuación sobre la retroalimentación) ($.47 \leq r \leq .82$, $p < .001$) (Bai y Guo, 2019).

Los hallazgos de los estudios que han incluido la motivación, la autorregulación y el rendimiento en la educación primaria confirman las relaciones directas y significativas entre ellas. Por ejemplo, un estudio en 238 estudiantes de noveno grado de la Sultanía de Omán evidenció la existencia de relaciones estadísticamente significativas y positivas entre la ARA y la motivación intrínseca ($r = .57$, $p < 0.05$), y también entre la primera y el rendimiento académico

en matemáticas ($r = .58, p < 0.05$). (El-Adl y Alkharusi, 2020). Otra investigación con 690 estudiantes de cuarto grado en Hong Kong reveló que todas las creencias motivacionales (mentalidad de crecimiento, autoeficacia y valor intrínseco), los tres tipos de estrategias de ARA (supervisión, regulación del esfuerzo y establecimiento y planificación de objetivos) y las puntuaciones en el examen de inglés guardaban una relación positiva ($.26 \leq r \leq .74, p < .01$) (Bai y Wang, 2023). Así también, un estudio en 80 estudiantes de sexto y séptimo grado evidenció que existía una correlación significativa entre cómo experimentaban la transición de la escuela primaria a la secundaria y su ARA (Uka y Uka, 2020). Es decir, la forma en que el estudiantado experimenta una determinada transición afecta a su motivación y rendimiento académico.

A partir de estudios empíricos, revisiones sistemáticas y metaanálisis, se puede confirmar que la ARA se asocia con el comportamiento de aprendizaje, el rendimiento, la motivación, los comportamientos interpersonales, la salud mental y la vida sana en la edad adulta (Dent y Koenka, 2016; Dignath *et al.*, 2008; Donker *et al.*, 2014; Ergen y Kanadli, 2017; Öz, 2021; Robson *et al.*, 2020; Theobald, 2021; Xu *et al.*, 2022). Las investigaciones incluyen a estudiantes de todos los grupos de edades y todo tipo de contextos, lo que implica que todo el alumnado debería tener la oportunidad de aprender a autorregular su propio aprendizaje.

Por lo anterior, la atención se ha ido centrando cada vez más en cómo promover la ARA en edades tempranas. Sus beneficios en el estudiantado son indiscutibles y se aso-

cian a trayectorias académicas destacadas o exitosas en todas las áreas disciplinares o de contenidos; así lo confirman revisiones sistemáticas y estudios metaanalíticos recientes. Por ejemplo, los hallazgos de una revisión sistemática de 36 estudios realizados con estudiantes en edad escolar apoyaron la eficacia de las intervenciones de ARA para aumentar el rendimiento académico en matemáticas (Wang y Sperling, 2020). Otro metaanálisis de 30 estudios confirmó que los programas de formación en ARA en estudiantes de educación primaria resultan eficaces sobre el rendimiento (Dignath *et al.*, 2008).

Sin embargo, la literatura también ha especificado algunas dificultades para promover la ARA en esta etapa educativa. Entre ellas se encuentran las asociadas a la susceptibilidad del profesorado para dar respuesta a las diversas características de sus estudiantes, las cuales pueden desdibujar las necesidades reales de ARA y limitar sus oportunidades de crecimiento (Peeters *et al.*, 2016). También el poco tiempo que dedican a enseñar de forma explícita estrategias de ARA, lo que se podría atribuir a sus creencias o al conocimiento sobre su promoción (Dignath y Büttner, 2018). Por otro lado, se ha aducido la complejidad de promover la ARA en estudiantado con un bajo nivel socioeconómico o de origen inmigrante (Vandeveldt *et al.*, 2017). Además, algunos autores han advertido la importancia del trasfondo teórico en el que se basan las intervenciones para promover la ARA, así como del tipo de estrategia de instrucción. Y ello porque se han encontrado efectos diferenciales en comparación con niveles escolares diferentes, por ejemplo, con la educación secundaria (Dignath y Büttner, 2008).

1.4. El presente estudio y objetivos de investigación

El valor de la ARA está fuera de duda y tanto la teoría como la práctica educativas coinciden en considerarla una competencia clave para el aprendizaje permanente que el estudiantado debe adquirir desde la escolarización temprana (Dignath y Veenman, 2021). Sin embargo, diferentes estudios demuestran que sigue sin estar lo suficientemente arraigada en las escuelas y que el profesorado solo lo promueve en contadas ocasiones entre sus estudiantes (Heirweg *et al.*, 2022). La literatura también ha evidenciado que los estudiantes difieren en su capacidad de autorregulación y que esta no se desarrolla en ellos de forma automática (De Smul *et al.*, 2019). De hecho, algunos estudiantes no dominan ni utilizan las actividades de aprendizaje de forma independiente.

Las revisiones sistemáticas de la literatura han revelado que los estudios sobre ARA se concentran principalmente en Europa y de manera escasa en Latinoamérica (Hernández y Camargo, 2017; López-Angulo *et al.*, 2020). Asimismo, otra revisión sistemática de la literatura, en este caso sobre los instrumentos disponibles para medir la ARA en estudiantes de diferentes niveles educativos (Leon-Ron *et al.*, 2020), reveló la falta de instrumentos válidos para la educación primaria. De los 40 estudios analizados, se identificaron 31 instrumentos. Sin embargo, solo uno era para estudiantes de educación primaria. Además, estaba en inglés y constaba de 75 ítems, lo que dificultaba al estudiantado de este nivel educativo completarlo dada su extensión. Si bien pueden existir otros instrumentos para medir la ARA en edu-

cación primaria, la revisión de León-Ron *et al.* (2020) advierte que son escasos.

Sobre la base de los datos expuestos, este estudio estableció tres objetivos específicos: (1) confirmar la estructura dimensional y confiabilidad de un instrumento para medir la ARA en estudiantes de educación primaria en Chile, (2) analizar diferencias en los procesos de ARA según el sexo y (3) analizar diferencias en los procesos de ARA según el grado.

2. Método

El estudio se desarrolló desde un paradigma positivista y un enfoque cuantitativo. Para el objetivo 1 de este estudio, se consideró un diseño instrumental, mientras que, para los objetivos 2 y 3, se utilizó un diseño descriptivo correlacional transversal (Ato *et al.*, 2013).

2.1. Participantes

La muestra estuvo compuesta por 514 estudiantes de tercero a octavo grado de educación primaria de la región del Biobío en Chile (ver Tabla 1). El tipo de muestreo fue no probabilístico por conveniencia, dado que se invitó a las escuelas a participar en la investigación. Como criterios de exclusión se consideraron tres: (a) estudiantes repetidores (que cursan por segunda vez un mismo grado); (b) estudiantes de primer y segundo grado, dado que aún se encuentran aprendiendo a leer y escribir, lo que podría implicar dificultades para comprender los ítems; y (c) estudiantes pertenecientes al sistema de integración escolar con diagnóstico de alguna necesidad educativa especial vinculada a los componentes de desarrollo cognitivo o

emocional. La edad media fue de 11.92 ($SD = 1.76$) años. En relación con la pregunta sobre el sexo biológico al nacer, 272 (52.9%) estudiantes declararon ser hombres, 227 (44.2%) estudiantes declararon ser mujer y 15 (2.9%) estudiantes prefirieron no indicar

su sexo. Respecto a la comuna (sector dentro de una ciudad) donde se encuentra la escuela en la que estudian, 238 (46.3%) estudiantes asistían a la comuna de Concepción; 248 (48.2%), a la de San Pedro de la Paz; y 28 (5.5%), a la de Chiguayante.

TABLA 1. Estadística descriptiva de los participantes.

Nivel	Hombre	Mujer	Prefiero no decirlo	Edad (DE)
3.º Grado	24	20	0	8.73 (1.26)
4.º Grado	11	17	1	9.86 (0.58)
5.º Grado	57	43	5	10.84 (0.7)
6.º Grado	73	50	4	11.93 (0.75)
7.º Grado	46	35	4	12.65 (1.1)
8.º Grado	61	62	1	13.93 (0.64)

Nota: DE = desviación estándar.

2.2. Instrumento para medir ARA

Para medir la ARA del estudiantado, se seleccionó el instrumento fases de autorregulación del aprendizaje en educación secundaria (IFARA-S), de Sáez-Delgado *et al.* (2021). Este había sido elaborado con base en el modelo teórico de Zimmerman, el cual comprende la ARA como un proceso cíclico de tres fases (disposición, desempeño y autoevaluación) (Zimmerman y Schunk, 2001). Su diseño original fue aplicado en 438 estudiantes ecuatorianos de educación secundaria, en una investigación de diseño instrumental que contó con revisión de la literatura especializada, validación por jueces expertos, un índice de Kappa de .92 y entrevistas cognitivas (Sáez-Delgado *et al.*, 2021). El instrumento se compuso de siete escalas independientes tipo Likert: (1) estrategias de disposición al estudio (EDE), formada por siete ítems; (2) escala de ejecución (EJE), constituida por diecisiete ítems; (3) escala de

búsqueda de ayuda (BA), con tres ítems; (4) escala de autoevaluación del estudio (AEV), con catorce ítems; (5) escala de autoeficacia para la disposición al estudio (AEF), integrada por siete ítems; (6) escala de atribuciones causales internas (AI), compuesta por tres ítems; por último, (7) escala de atribuciones causales externas (AE), conformada por cinco ítems. Las escalas se responden en una gradiente de respuesta tipo Likert de 7 puntos, donde 1 es «Nunca» y 7 es «Siempre». Su estructura factorial confirmatoria en estudiantes de secundaria mostró índices de ajuste adecuados según lo sugerido en la literatura [RMSEA ≤ 0.07 ; CFI y TLI > 0.92 y SRMR < 0.08]. La consistencia interna es adecuada dado que el alfa de Cronbach fue en todos los casos superior a 0.6. La interpretación utiliza un enfoque de agrupación del nivel de ARA determinado por la frecuencia de uso de estrategias autorregulatorias, además de por la escala Likert de respuesta de

1 a 7 puntos. De este modo, se obtuvieron las siguientes tres categorías: (a) estudiantes con niveles óptimos de ARA (6-7 puntos); (b) estudiantes con niveles subóptimos de ARA (3-5 puntos); (c) estudiantes con niveles insuficientes de ARA (1-2 puntos). En el presente estudio, como parte del primer objetivo, se adaptó el IFARA-S para generar el IFARA-P (instrumento fases de autorregulación del aprendizaje en educación primaria). Este constituye una nueva versión de medida de la ARA para ser aplicado en la educación primaria en Chile. En este proceso, se siguieron las recomendaciones y los estándares internacionales para la adaptación cultural y la validación de test. Por último, se incluyeron en el instrumento preguntas que permitieron obtener información sobre variables sociodemográficas de los participantes (grado, sexo, edad).

2.3. Procedimiento de recolección de datos

Se siguieron los principios éticos para el desarrollo de investigación con seres humanos. Los padres, madres o responsables legales de cada participante en el estudio firmaron un consentimiento informado, mientras que los estudiantes, menores de edad, rubricaron un asentimiento informado. Ambos documentos fueron aprobados por el Comité de Ética y Bioética de la Universidad Católica de la Santísima Concepción (UCSC).

Primero, se aplicó el procedimiento de entrevistas cognitivas a doce estudiantes (siete niñas y cinco niños) de cinco escuelas públicas de la región del Biobío. El objetivo era identificar posibles problemas de comprensión de instrucciones, consigna, redacción de los ítems o formato de respuesta

del instrumento. No hubo observaciones o cambios sustanciales, dado que no se identificaron dificultades en el estudiantado. Señalaron que los ítems estaban redactados de forma simple, fluida y directa, y, por ello, su comprensión no representó problemas. Solo se aplicaron cambios en aquellos aspectos en los que tres o más estudiantes coincidieron.

2.4. Procedimientos para la obtención y el análisis de los datos

La primera parte del análisis consistió en calcular los estadísticos descriptivos de la muestra. Luego se realizó un análisis factorial confirmatorio para comprobar la estructura de la escala original, más otros análisis para evaluar las diferencias según sexo y nivel (curso) educativo. Todos ellos se realizaron con el *software* R (versión 4.2.2)

Para realizar el análisis factorial confirmatorio, en primera instancia, se evaluó cada escala según la estructura propuesta en el estudio original. Finalmente, se examinaron tres modelos anidados para comprobar la estructura general de la escala: (1) estructura con siete factores de primer orden, (2) estructura con siete factores de primer orden correlacionados, (3) estructura jerárquica de un factor de segundo orden y siete factores de primer orden. Se utilizó el estimador ULS, que se considera adecuado para medidas ordinales como las escalas tipo Likert. Los modelos fueron evaluados mediante chi cuadrado (χ^2), χ^2 normalizado (χ^2/gl), CFI, TLI, AGFI, RMSEA, SRMR y AVE.

Los criterios utilizados para la evaluación del modelo fueron los siguientes: (1) χ^2/gl entre 2.0 y 5.0 (Hooper *et al.*, 2008);

(2) CFI y TLI mayores a 0.9 se consideran un ajuste aceptable, mientras que, si superan .95, se habla de un buen ajuste; (3) RMSEA menor que .05 es un buen ajuste, entre .05 y .08 es un ajuste aceptable y mayor a .08 se considera un ajuste pobre; (4) SRMR inferiores a 0.08 se consideran un ajuste aceptable, y menores que 0.06, un buen ajuste (Hu y Bentler, 1999); (5) AGFI, donde un valor cercano a 1 indicaría un ajuste perfecto, mientras que el límite mínimo que se suele admitir es 0.8 (Bentler y Bonett, 1980).

Para analizar la confiabilidad, se utilizó el alfa de Cronbach de cada constructo, donde se debía obtener un valor mayor que 0.7. También se consideró el alfa de Cronbach cuando se eliminaba un ítem del modelo. Como complemento para el análisis de validez convergente, se empleó el índice AVE (*average variance extracted*), donde un valor .5 se considera aceptable (Fornell y Larcker, 1981).

Para evaluar las diferencias entre las variables de estudio según sexo y grado, primero se probaron los supuestos de normalidad y de homocedasticidad mediante la prueba Kolmogorov-Smirnov con la modificación de Lilliefors y la prueba de Levene, respectivamente. El supuesto de independencia se cumplía por el diseño del estudio. Luego, para evaluar las diferencias, se realizaron pruebas *t* de Student o ANOVA de una vía en los casos donde se cumplían los supuestos necesarios para aplicar pruebas paramétricas. En aquellos donde no se logró cumplir con los supuestos, se realizó la prueba robusta de Yuen o el ANOVA de medias recortadas según correspondiera.

3. Resultados

3.1. Resultados del objetivo 1

Para el análisis factorial confirmatorio, se evaluaron tres modelos anidados que consideran las siete escalas propuestas en el estudio original: primero, un modelo unidimensional (M1), luego un modelo jerárquico con un factor general de segundo orden con siete factores relacionados (M2) y, por último, el modelo de siete factores relacionados (M3).

De acuerdo con el criterio χ^2/gl , el modelo M3 presenta un indicador $\chi^2/\text{gl} = 3.55$, lo que se considera un ajuste aceptable. En cambio, los modelos M1 y M2 obtienen valores cercanos a 6, por lo que se encuentran fuera del rango establecido como aceptable. Para los indicadores CFI y TLI, los tres modelos logran un buen ajuste, ya que todos alcanzan valores mayores a .95. No obstante, el modelo M3 es el que presenta valores más altos: 0.974 y 0.972, respectivamente. En el caso de los indicadores SRMR y RMSEA, se observa que solo el modelo M3 presenta valores aceptables, ya que ambos son menores a .8 (Tabla 2).

En la Tabla 3, se muestran los valores de los indicadores alfa de Cronbach de cada constructo, el alfa de Cronbach para cada ítem del modelo si este se elimina y el índice AVE. En todos los constructos, se alcanzan valores alfa de Cronbach sobre .7, que es lo recomendable. Con respecto a la variación posible al eliminar algún ítem por constructo, no se observan ítems que generen grandes variaciones. Por último, en cuanto al índice AVE, todos los constructos superan .5, que es lo aceptable.

Tabla 2. Indicadores de ajuste de los modelos.

Modelo	χ^2	χ^2/gl	CFI	TLI	AGFI	SRMR	RMSEA
M1: unidimensional	$\chi^2 (1128) = 6374.84,$ $p < 0.001$	5.65	0.953	0.952	0.958	0.101	0.095
M2: jerárquico	$\chi^2 (1107) = 6563.30,$ $p < 0.001$	5.92	0.952	0.949	0.956	0.102	0.098
M3: siete factores relacionados	$\chi^2 (1210) = 4301.52,$ $p < 0.001$	3.55	0.974	0.972	0.973	0.079	0.071

Nota: χ^2 = prueba de chi-cuadrado; χ^2/gl = chi-cuadrado dividido por grado de libertad; CFI = índice de ajuste comparativo; TLI = índice Tucker Lewis; AGFI = índice de bondad de ajuste; SRMR = media cuadrática normalizada; RMSEA: error cuadrático medio de aproximación; M = modelo.

Tabla 3. Indicadores de confiabilidad (α) y de validez convergente (AVE) del instrumento.

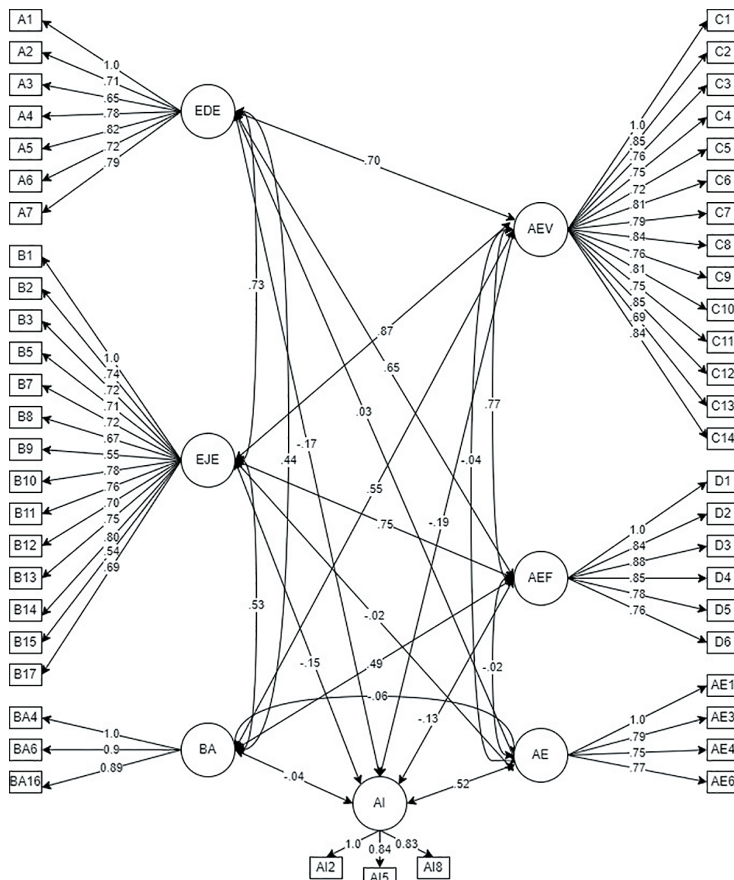
CIM	α	α^*	AVE	CIM	α	A*	AVE
Escala de disposición al estudio (EDE)				Escala de autoevaluación del estudio (AEV)			
A1		.8		C1		.94	
A2		.8		C2		.94	
A3		.82		C3		.94	
A4	.82	.78	.62	C4		.94	
A5		.78		C5		.94	
A6		.81		C6		.94	
A7		.8		C7	.95	.94	.65
Escala de ejecución (EJE)				C8		.94	
B1		.91		C9		.94	
B2		.9		C10		.94	
B3		.9		C11		.94	
B5		.91		C12		.94	
B7		.9		C13		.95	
B8		.91		C14		.94	
B9		.91		Atribuciones causales externas (AE)			
B10	.91	.9	.53	AE1		.82	
B11		.9		AE3		.81	
B12		.9		AE4	.84	.8	.69
B13		.9		AE6		.79	
B14		.9		AE7		.81	
B15		.91		Atribuciones causales internas (AI)			
B17		.91		AI2		.77	
Escala de autoeficacia (AEF)				AI5	.81	.71	.79
D1		.88		AI8		.76	
D2		.88		Escala de búsqueda de ayuda (BA)			
D3		.88		BA4		.65	
D4	.9	.88	.73	BA6	.77	.66	.87
D5		.89		BA16		.76	
D6		.89					
D7		.89					

Nota. CIM = codificación de cada ítem en el modelo; α : alfa de Cronbach; α^* : alfa de Cronbach si se elimina el ítem; AVE: varianza media extraída.

Finalmente, en la Figura 1, se observa que solo en la escala de ejecución (EJE) existen cargas factoriales inferiores a .6, correspondientes a los ítems B9 y B15. En el resto de las escalas, las cargas de los ítems son superiores a .6. Respecto a las correlaciones entre las escalas, las más fuertes se producen entre cuatro de ellas: EDE, EJE,

AEV y AEF, con valores entre .65 y .87. Por otro lado, las correlaciones más débiles se encuentran entre las escalas de AE-AEF y AE-EJE, ambas con un valor de -.02. La versión final del instrumento se puede descargar del material suplementario en el siguiente link: <https://figshare.com/s/42f3643b1116e1c899f2>

FIGURA 1. Modelo de análisis factorial confirmatorio.



3.2. Resultados del objetivo 2

La muestra para la comparación por sexo estuvo compuesta por 499 estudiantes, debido a que se eliminaron de esta comparación a los 15 estudiantes que prefirieron no indicar su sexo. La edad declarada pro-

medio fue 11.91 ($SD = 1.76$) años. Respecto del nivel de estudio, 44 (8.8%) eran de tercer grado; 28 (5.6%), de cuarto grado; 100 (20.0%), de quinto grado; 123 (24.6%), de sexto grado; 81 (16.2%), de séptimo grado, y 123 (24.6%), de octavo grado.

En la Tabla 4, correspondiente al análisis descriptivo de los datos, se observa que los promedios de las diferentes escalas de ARA no alcanzan, en ninguno de los casos, los 6 puntos. El promedio más alto se obtiene en la escala de búsqueda de ayuda (BA), donde los hombres alcanzan un 5.03 ($DE = 1.66$), y las mujeres, un 5.13 ($DE = 1.67$). De acuerdo con la interpretación del instrumento, esto indica niveles subóptimos de ARA en los estudiantes de educación primaria, tanto en hombres como en mujeres.

Por otro lado, solo la variable estrategias de disposición al estudio (EDE) logró cumplir con los supuestos de normalidad y homocedasticidad requeridos para la prueba paramétrica. En los demás casos,

no se cumplió con los dos supuestos revisados, por lo cual se aplicó la prueba robusta de Yuen de medias recortadas.

En relación con las diferencias para las variables de estudio según el sexo, se detectaron diferencias significativas en la variable autoevaluación del estudio (AEV), $Yuen T (266.5) = 2.14, p = 0.03, TE = .15$, donde las mujeres ($M = 4.58, DE = 1.58$) presentaron mayor nivel que los hombres ($M = 4.32, DE = 1.46$). También se detectaron diferencias significativas para la variable autoeficacia para la disposición al estudio (AEF), $Yuen T (274.1) = 2.72, p = 0.007, TE = .19$, donde las mujeres ($M = 4.72, DE = 1.71$) alcanzaron mayor nivel que los hombres ($M = 4.37, DE = 1.57$).

TABLA 4. Comparación de las variables de estudio según sexo.

	Hombre (n = 272)		Mujer (n = 227)				
Edad	11.93 (DE = 1.71)		11.88 (DE = 1.82)				
	M (DE)	K-S Prueba de Lilliefors	M (DE)	K-S Prueba de Lilliefors	Prueba de Levene	T-test/Yuen	TE
EDE	3.86 (1.50)	D = .039	4.05 (1.55)	D = .057	F (1,497) = 0.98	T (476.2) = -1.39	N/A
EJE	4.30 (1.38)	D = .047	4.48 (1.54)	D = .068*	F (1,497) = 6.09*	T ^(r) (244.7) = 1.72	N/A
BA	5.03 (1.66)	D = .117***	5.13 (1.67)	D = .131***	F (1,497) = 0.20	T ^(r) (292.6) = 0.95	N/A
AEV	4.32 (1.46)	D = .049	4.58 (1.58)	D = .077**	F (1,497) = 4.00*	T ^(r) (266.5) = 2.14*	0.15
AEF	4.37 (1.57)	D = .050	4.72 (1.71)	D = .091***	F (1,497) = 2.92	T ^(r) (274.1) = 2.72**	0.19
AE	2.69 (1.61)	D = .148***	2.77 (1.66)	D = .143***	F (1,497) = 0.24	T ^(r) (288) = 0.45	N/A
AI	3.67 (1.76)	D = .064**	3.72 (1.98)	D = .105***	F (1,497) = 7.18**	T ^(r) (254.4) = 0.12	N/A

Nota: T(r) = prueba de Yuen; N/A = no aplica; M = media; DE = desviación estándar; TE = tamaño del efecto.

3.3. Resultados del objetivo 3

Para evaluar las diferencias entre las variables del estudio según el grado, primero, se revisó el cumplimiento de los supuestos para la prueba paramétrica ANOVA de una vía. Los resultados de la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov con la modificación de Lilliefors fueron significativos para las variables *búsqueda de ayuda* (BA) y *atribuciones causales externas* (AE) ($p < .001$). Por lo tanto, para estos dos casos, no fue posible asumir la normalidad en la distribución de sus datos. En el resto, la prueba no fue significativa. Luego se evaluó el supuesto de homocedasticidad mediante la prueba de Levene, donde el resultado no fue significativo para ninguna de las variables ($p > 0.5$) por lo que se puede asumir la homocedasticidad de los datos en los grupos.

Para las variables que cumplieron con los supuestos de normalidad y homocedasticidad, se realizó la prueba paramétrica ANOVA y, en los casos donde esto no ocurrió, se realizó la prueba robusta de ANOVA de medias repetidas.

La prueba de ANOVA resultó significativa para la variable *estrategias de disposición al estudio* (EDE) ($F_{(5,508)} = 3.41$, $p < 0.01$, $\eta^2 = 0.03$). A continuación, se realizó la prueba de contraste *post hoc* de Tukey, que identificó una diferencia significativa ($p < 0.01$) para EDE entre los niveles de cuarto ($M = 4.6$, $DE = 1.48$) y séptimo grado ($M = 3.48$, $DE = 1.53$). También resultó significativa para la variable *autoeficacia para la disposición al estudio* (AEF) ($F_{(5,508)} = 2.34$, $p < 0.05$, $\eta^2 = 0.02$). A continuación, se realizó la prueba de contraste *post hoc* de Tukey, que identificó una diferencia significativa ($p < 0.05$) para AEF entre los ni-

veles de cuarto ($M = 5.10$, $DE = 1.48$) y séptimo grado ($M = 4.11$, $DE = 1.78$). La prueba ANOVA no detectó diferencias significativas para las variables EJE, AEF, AI según el grado (ver Tabla 5). Del mismo modo, la prueba ANOVA de medias recortadas aplicada a las variables BA y AE tampoco detectó diferencias significativas según el grado.

Para finalizar, es importante observar que el análisis descriptivo de los datos evidencia que los promedios de las diferentes escalas de ARA en los distintos grados son inferiores a los 6 puntos; de ellos, el promedio más alto (5.45) se alcanza en la escala *búsqueda de ayuda* (BA) ($DE = 1.36$). De acuerdo con la interpretación del instrumento, esto indica niveles subóptimos de ARA en los estudiantes de educación primaria, con independencia del grado.

4. Discusión

Los hallazgos relacionados con el primer objetivo de este estudio permitieron confirmar la estructura dimensional del instrumento fases de autorregulación del aprendizaje en educación primaria (IFARA-P). Los resultados mostraron que tiene una estructura aceptable, constituida por siete factores relacionados, con valores de alfa de Cronbach e índice AVE aceptables en todos los casos. La escala quedó constituida por 53 ítems, lo que la hace más práctica a la hora de ser aplicada en estudiantes de educación primaria. Equilibrar las cuestiones teóricas y prácticas en la medición de la ARA sigue siendo un reto, en especial en estudios a gran escala con estudiantes de educación primaria (Vandeveldt *et al.*, 2013). En este sentido, el presente estudio pone a disposición una escala válida y confiable para ser usada en escolares.

TABLA 5. Comparación de las variables de estudio según grado (curso).

Variable	3.º grado (n = 44)	4.º grado (n = 29)	5.º grado (n = 105)	6.º grado (n = 127)	7.º grado (n = 85)	8.º grado (n = 124)	ANOVA/ANOVA medias recortadas	η^2
EDE	4.24(1.50)	4.67(1.48)	3.98(1.6)	4.02(1.39)	3.48(1.53)	3.89(1.52)	F(5,508)= 3.41**	0.03
EJE	4.62(1.37)	4.87(1.35)	4.44(1.55)	4.42(1.29)	4.00(1.62)	4.35(1.42)	F(5,508)= 2.13	N/A
BA	5.42(1.43)	5.45(1.36)	5.16(1.76)	4.98(1.6)	4.88(1.81)	4.99(1.62)	F ^(r) (5,98.7)= 0.93	N/A
AEV	4.70(1.43)	4.77(1.62)	4.43(1.59)	4.53(1.45)	4.09(1.62)	4.39(1.44)	F(5,508)= 1.54	N/A
AEF	4.88(1.4)	5.10(1.48)	4.61(1.75)	4.54(1.52)	4.11(1.78)	4.47(1.64)	F(5,508)= 2.34*	0.02
AE	2.74(1.84)	2.75(1.81)	2.74(1.62)	2.94(1.71)	2.67(1.64)	2.62(1.51)	F ^(r) (5,96.7)= 0.36	N/A
AI	3.45(1.86)	3.59(2.18)	3.56(1.88)	3.77(1.74)	3.68(1.7)	3.92(2.02)	F(5,508)= 0.67	N/A

Nota: η^2 = eta generalizado (tamaño del efecto).

Respecto de los hallazgos relacionados con el segundo objetivo de este estudio, se confirmaron diferencias significativas en las variables AEF y AEE, donde las mujeres presentaron promedios más altos. Estos datos coinciden con investigaciones previas, que concluyen que las mujeres son más autorreguladas que los hombres. Por ejemplo, un estudio en una muestra de 2027 estudiantes de quinto y sexto grado de 44 escuelas primarias (107 clases) de Bélgica (el 50.4% eran niños, y el 49.6%, niñas) analizó la relación entre el perfil de ARA de los estudiantes y su sexo y halló que el de las chicas era más autorregulado (Heirweg *et al.*, 2019). Otro estudio en 283 estudiantes de secundaria de Croacia demostró mayor autoeficacia para el aprendizaje autorregulado en las mujeres (Putarek y Pavlin-Bernardić, 2019). También en educación secundaria, un estudio en 403 estudiantes de noveno a décimo segundo grado en Chile reveló un efecto significativo del sexo en la fase de disposición al estudio del proceso de ARA a favor de las mujeres (Sáez-Delgado *et al.*, 2023). Otra investigación exploró hasta qué punto las diferentes estrategias de ARA variaban según el sexo en 198 estudiantes universitarios y encontró que las mujeres usaban con mayor frecuencia el ensayo, la organización, la metacognición, las habilidades de gestión del tiempo, la elaboración y el esfuerzo (Bidjerano, 2005). Por tanto, es posible señalar que, en los diferentes niveles educativos (primaria, secundaria y universitaria), se evidenció que las mujeres utilizan en mayor medida que los hombres las estrategias autorregulatorias del aprendizaje.

Respecto de los hallazgos que atañen al tercer objetivo de este estudio, se observaron diferencias significativas en las variables

EDE y AEF en los niveles de séptimo y cuarto grado a favor de estos últimos. Es decir, los alumnos de niveles inferiores hacían un uso más frecuente de estrategias de autorregulación que los de cursos superiores. Estudios previos han percibido bien resultados similares, bien que la ARA se mantenía en un mismo grado, pero en ningún caso que esta aumentara a medida que el estudiantado promocionaba a un grado (curso) superior. Por ejemplo, un estudio realizado en educación secundaria, donde participaron 403 estudiantes chilenos, evaluó las diferencias según el grado y su análisis mostró que no había diferencias significativas para ninguna de las fases del proceso de ARA (Sáez-Delgado *et al.*, 2023). Por lo tanto, es posible concluir, a partir de los resultados de este estudio y de los de investigaciones anteriores, que los estudiantes de primaria no mejoran su ARA de forma espontánea solo por el hecho de avanzar de un grado académico a otro. Es cierto que parece haber un estancamiento e, incluso, una disminución de algunos procesos de ARA. Sin embargo, a la hora de analizar este resultado, es importante considerar la perspectiva evolutiva, es decir, que, a medida que el estudiantado pasa al siguiente semestre o a un curso superior (aumentan de edad), adquiere una mayor capacidad para evaluar su competencia real en lugar de una desproporcionada, a diferencia de lo que ocurre cuando son más jóvenes (Guo, 2020). Además, otra posible explicación podría encontrarse en la teoría social cognitiva (Bandura, 1999), que hace hincapié en que el estudiantado puede verse influido en sus respuestas por su entorno social (entorno de aprendizaje o clima escolar).

Para interpretar de forma adecuada los resultados del presente estudio, es preciso tener

en cuenta algunas limitaciones. En primer lugar, como se sugiere en la literatura especializada, es importante tener en cuenta las *limitaciones de generalidad*, es decir, no es posible generalizar los resultados a grupos no representados en el estudio (Simons *et al.*, 2017). Este estudio se centró en escuelas públicas de educación primaria de la región del Biobío Chile; por lo tanto, no corresponde generalizar estos resultados a otros niveles educativos, a escuelas privadas o a otras regiones de Chile. Una segunda limitación está referida a los instrumentos utilizados, de tipo autoinforme; por tanto, podrían presentar un sesgo de deseabilidad social en las respuestas (Solé-Ferre *et al.*, 2019). También en lo que respecta a las limitaciones del instrumento, es necesario mencionar posibles sesgos en función del sexo, es decir, la invarianza de medida, la cual determina la posible existencia de invarianza entre las puntuaciones de rasgo de los grupos a fin de determinar si estos son comparables y tienen el mismo significado. En otras palabras, si la medida evalúa o no el mismo rasgo de la misma manera en todos los grupos (Reise *et al.*, 1993). Por tanto, hasta que no se determine que una medida evalúa el mismo rasgo en dos grupos separados, las comparaciones entre estos en la medida tienen un significado incierto (Putnick y Bornstein, 2016; Schmitt y Kuljanin, 2008). Una tercera limitación está relacionada con la técnica de muestreo de este estudio, que fue no probabilística por conveniencia, dado que la literatura la clasifica como un tipo de muestreo subjetivo con una validez externa limitada. Por tanto, adolece de sesgos de muestreo dado que se elige a los participantes de la muestra en función de su proximidad al investigador (Nielsen *et al.*, 2017; Obilor, 2023). Como cuarta limitación podría considerarse el hecho que el

instrumento original había sido aplicado en estudiantes de educación secundaria y, en este estudio, fue adaptado para estudiantes de educación primaria. Si bien se excluyeron los primeros grados (primero y segundo) para asegurar las habilidades de lectura y aunque se realizaron pruebas de validación para identificar posibles dificultades en la comprensión de los ítems, es recomendable que, en futuros estudios, se consideren las características específicas que tienen niños y niñas de este nivel educativo cuando se pretenda aplicar el instrumento. Dado que se está midiendo un constructo complejo (ARA), se debe tener presente la etapa y nivel de desarrollo de las habilidades para la lectura del estudiantado, pues podrían producirse algunas dificultades en la comprensión de los ítems (Borghini, 2020).

Futuros estudios pueden avanzar en minimizar las limitaciones antes especificadas. En primer lugar, considerar una muestra más amplia. También sería deseable que los estudios obtuvieran datos de diferentes fuentes como, por ejemplo, los métodos de observación, y no solo de instrumentos de tipo autoinforme, para ofrecer una perspectiva más concreta de los procesos autorregulatorios del estudiantado.

Por otra parte, los hallazgos de este estudio demuestran la necesidad de promover la autorregulación para que esta se desarrolle, pues, en caso contrario, se mantiene igual, es decir, no cambia durante la trayectoria académica del estudiantado. En este sentido, los resultados de un metaanálisis sobre los programas de formación en ARA en educación primaria han demostraron ser eficaces (Dignath *et al.*, 2008). Algunas recomendaciones de intervención educativa identificadas en la

literatura han proporcionado un marco sobre cómo promover la ARA de forma directa, a través de la enseñanza de estrategias, e indirecta, mediante la creación de un entorno que permita a los estudiantes regular su aprendizaje (Dignath y Veenman, 2021). En este punto, el profesorado desempeña un rol clave, dado que, en el propio ejercicio de su docencia, puede implementar estrategias directas e indirectas para fomentar las habilidades de ARA de sus estudiantes, aplicar métodos de enseñanza eficaces y orientarlos hacia técnicas que mejoren sus procesos regulatorios (Uka y Uka, 2020). De hecho, en la actualidad, el profesorado afronta el desafío de enseñar a sus estudiantes no solo la esencia de los contenidos disciplinares propios de las diferentes asignaturas, sino también el proceso de aprendizaje en sí. Por lo tanto, enseñar a los estudiantes a utilizar estrategias de aprendizaje de manera efectiva se ha convertido en una práctica popular de instrucción en las escuelas primarias que se puede cumplir a través de la implementación de la ARA (De Smul *et al.*, 2019). Por tanto, sería interesante que futuros estudios se focalizaran en la preparación del profesorado de educación primaria en prácticas promotoras de ARA y en las variables que subyacen sus prácticas promotoras de la ARA, identificando creencias, conocimientos, y habilidades que están estrechamente relacionadas con el hecho que el docente implemente una enseñanza autorregulatoria (Sáez-Delgado *et al.*, 2022).

Agradecimientos

Nos gustaría dar las gracias al Proyecto FONDECYT de Iniciación en Investigación 2020 n.º 11201054, titulado «La relación recíproca entre la autorregulación del profesor y la

autorregulación del aprendizaje y desempeño académico del estudiante. Un modelo explicativo en Educación Media», cuya investigadora responsable es la Dra. Fabiola Sáez-Delgado.

Referencias bibliográficas

- Anthonymsamy, L., Koo, A.-C., y Hew, S. (2020). Self-regulated learning strategies and non-academic outcomes in higher education blended learning environments: A one decade review [Estrategias de aprendizaje autorregulado y resultados no académicos en entornos semipresenciales de educación superior: una revisión de una década]. *Education and Information Technologies*, 25, 3677-3704. <https://doi.org/10.1007/s10639-020-10134-2>
- 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. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Bai, B., y Guo, W. (2019). Motivation and self-regulated strategy use: Relationships to primary school students' English writing in Hong Kong [Motivación y uso de estrategias autorregulación: relaciones con la escritura en inglés de los alumnos de primaria en Hong Kong]. *Language Teaching Research*, 25 (3), 378-399. <https://doi.org/10.1177/1362168819859921>
- Bai, B., y Wang, J. (2023). The role of growth mindset, self-efficacy and intrinsic value in self-regulated learning and English language learning achievements [El papel de la mentalidad de crecimiento, la autoeficacia y el valor intrínseco en el aprendizaje autorregulado y los logros en el aprendizaje de la lengua inglesa]. *Language Teaching Research*, 27 (1), 207-228. <https://doi.org/10.1177/1362168820933190>
- Bandura, A. (1999). Social cognitive theory: An agentic Albert Bandura [Teoría cognitiva social: un Albert Bandura agéntico]. *Asian Journal of Social Psychology*, 2, 21-41. <https://doi.org/10.1111/1467-839X.00024>
- Bentler, P., y Bonett, D. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures [Pruebas de significación y bondad de ajuste en el análisis de estructuras de covarianza]. *Psychological Bulletin*, 88 (3), 588-606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Bidjerano, T. (2005). Gender differences in self-regulated learning [Diferencias de género en el aprendizaje autorregulado]. *Annual Meeting of the*

Northeastern Educational Research Association, 36 (1), 1-8.

- Boekaerts, M. (1991). Subjective competence, appraisals and self-assessment [Competencia subjetiva, evaluaciones y autoevaluación]. *Learning and Instruction*, 1, 1-17. [https://doi.org/10.1016/0959-4752\(91\)90016-2](https://doi.org/10.1016/0959-4752(91)90016-2)
- Boekaerts, M. (1999). Self-regulated learning: Where we are today [Aprendizaje autorregulado: situación actual]. *International Journal of Educational Research*, 31, 445-457. [https://doi.org/10.1016/S0883-0355\(99\)00014-2](https://doi.org/10.1016/S0883-0355(99)00014-2)
- Borghi, A. (2020). A future of words: Language and the challenge of abstract concepts [Un futuro de palabras: el lenguaje y el reto de los conceptos abstractos]. *Journal of Cognition*, 3 (1). <https://doi.org/10.5334/joc.134>
- Borkowski, J., Chan, L., y Muthukrishna, N. (2000). A process-oriented model of metacognition: links between motivation and executive functioning [Un modelo de metacognición orientado a procesos: vínculos entre la motivación y el funcionamiento ejecutivo]. En G. Schraw, y J. Impara (Eds.), *Issues in the measurement of metacognition [Problemas en la medición de la metacognición]*. Buros Institute of Mental Measurements, University of Nebraska.
- De Smul, M., Heirweg, S., Devos, G., y Van Keer, H. (2019). School and teacher determinants underlying teachers' implementation of self-regulated learning in primary education [Determinantes escolares y docentes que subyacen a la aplicación por los profesores del aprendizaje autorregulado en la enseñanza primaria]. *Research Papers in Education*, 34 (6), 701-724. <https://doi.org/10.1080/02671522.2018.1536888>
- Dent, A., y Koenka, A. (2016). The relation between self-regulated learning and academic achievement across childhood and adolescence: A meta-analysis [La relación entre el aprendizaje autorregulado y el rendimiento académico en la infancia y la adolescencia: un metaanálisis]. *Educational Psychology Review*, 28 (3), 425-474. <https://doi.org/10.1007/s10648-015-9320-8>
- Dignath, C., y Büttner, G. (2008). Components of fostering self-regulated learning among students. A meta-analysis on intervention studies at primary and secondary school level [Componentes del fomento del aprendizaje autorregulado entre los alumnos. Un metaanálisis sobre estudios de intervención en primaria y secundaria]. *Metacognition and Learning*, 13, 127-157. <https://doi.org/10.1007/s11409-018-9181-x>
- Dignath, C., y Büttner, G. (2018). Teachers' direct and indirect promotion of self-regulated learning in primary and secondary school mathematics classes—insights from video-based classroom observations and teacher interviews [La promoción directa e indirecta del aprendizaje autorregulado por parte de los profesores en las clases de matemáticas de primaria y secundaria: conclusiones extraídas de observaciones de clases basadas en vídeo y entrevistas a profesores]. *Metacognition and Learning*, 13, 127-157. <https://doi.org/10.1007/s11409-018-9181-x>
- Dignath, C., Buettner, G., y Langfeldt, H.-P. (2008). How can primary school students learn self-regulated learning strategies most effectively? A meta-analysis on self-regulation training programmes [¿Cómo pueden los alumnos de primaria aprender estrategias de aprendizaje autorregulado de la forma más eficaz? Un metaanálisis sobre programas de entrenamiento en autorregulación]. *Educational Research Review*, 3 (2), 101-129. <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2008.02.003>
- Dignath, C., y Veenman, M. (2021). The role of direct strategy instruction and indirect activation of self-regulated learning: Evidence from classroom observation studies [El papel de la enseñanza directa de estrategias y la activación indirecta del aprendizaje autorregulado: evidencias de estudios de observación en el aula]. *Educational Psychology Review*, 33 (2), 489-533. <https://doi.org/10.1007/s10648-020-09534-0>
- Dinsmore, D., Alexander, P., y Loughlin, S. (2008). Focusing the conceptual lens on metacognition, self-regulation, and self-regulated learning [Centrar la lente conceptual en la metacognición, la autorregulación y el aprendizaje autorregulado]. *Educational Psychology Review*, 20, 391-409. <https://doi.org/10.1007/s10648-008-9083-6>
- Donker, A., de Boer, H., Kostons, D., Dignath, C., y van der Werf, M. (2014). Effectiveness of learning strategy instruction on academic performance: A meta-analysis [Eficacia de la enseñanza de estrategias de aprendizaje en el rendimiento académico: Un metaanálisis]. *Educational Research Review*, 11 (1), 1-26. <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2013.11.002>
- Efklides, A. (2011). Interactions of metacognition with motivation and affect in self-regulated learning: The MASRL model [Interacciones de la

- metacognición con la motivación y el afecto en el aprendizaje autorregulado: el modelo MASRL]. *Educational Psychology*, 46, 6-25. <https://doi.org/10.1080/00461520.2011.538645>
- El-Adl, A., y Alkharusi, H. (2020). Relationships between self-regulated learning strategies, learning motivation and mathematics achievement [Relaciones entre las estrategias de aprendizaje autorregulado, la motivación para el aprendizaje y el rendimiento en matemáticas]. *Cypriot Journal of Educational Science*, 15 (1), 104-111. <https://doi.org/10.18844/cjes.v15i1.4461>
- Ergen, B., y Kanadli, S. (2017). The effect of self-regulated learning strategies on academic achievement: A meta-analysis study [El efecto de las estrategias de aprendizaje autorregulado en el rendimiento académico: un estudio de metaanálisis]. *Eurasian Journal of Educational Research*, 17 (69), 55-74. <https://dergipark.org.tr/en/pub/ejer/issue/42462/511430>
- Fornell, C., y Larcker, D. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error [Evaluación de modelos de ecuaciones estructurales con variables inobservables y errores de medición]. *Journal of Marketing Research*, 18 (1), 39-50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Guo, W. (2020). Grade-level differences in teacher feedback and students' self-regulated learning [Diferencias de grado en el *feedback* del profesor y el aprendizaje autorregulado de los alumnos]. *Frontiers in Psychology*, 11, 1-17. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00783>
- Hadwin, A., y Oshige, M. (2011). Self-regulation, coregulation, and socially shared regulation: Exploring perspectives of social in self-regulated learning theory [Autorregulación, correulación y regulación socialmente compartida: explorando las perspectivas de lo social en la teoría del aprendizaje autorregulado]. *Teachers College Record*, 113 (2), 240-264. <https://doi.org/10.1177/016146811111300204>
- Hadwin, A., Järvelä, S., y Miller, M. (2011). Self-regulated, co-regulated, and socially shared regulation of learning [Regulación autorregulada, correulada y socialmente compartida del aprendizaje]. En B. Zimmerman, y D. Schunk (Eds.), *Handbook of self-regulation of learning and performance [Manual de autorregulación del aprendizaje y el rendimiento]* (pp. 65-84). Routledge.
- Heirweg, S., De Smul, M., Devos, G., y Van Keer, H. (2019). Profiling upper primary school students' self-regulated learning through self-report questionnaires and think-aloud protocol analysis [Perfiles del aprendizaje autorregulado de los alumnos de segundo ciclo de primaria mediante cuestionarios de autoinforme y análisis de protocolos de pensamiento en voz alta]. *Learning and Individual Differences*, 70 (1), 155-168. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2019.02.001>
- Heirweg, S., De Smul, M., Merchie, E., Devos, G., y Van Keer, H. (2022). The long road from teacher professional development to student improvement: A school-wide professionalization on self-regulated learning in primary education [El largo camino del desarrollo profesional del profesorado a la mejora del alumnado: una profesionalización a escala escolar sobre el aprendizaje autorregulado en la enseñanza primaria]. *Research Papers in Education*, 37 (6), 929-953. <https://doi.org/10.1080/02671522.2021.1905703>
- Hernández, A., y Camargo, Á. (2017). Autorregulación del aprendizaje en la educación superior en Iberoamérica: una revisión sistemática. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 49 (2), 146-160. <https://doi.org/10.1016/j.rlp.2017.01.001>
- Hooper, D., Coughlan, J., y Mullen, M. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit structural equation modelling [Modelización de ecuaciones estructurales: directrices para determinar el ajuste del modelo Modelización de ecuaciones estructurales]. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6 (1), 53-60. <https://academic-publishing.org/index.php/ejbrm/article/view/1224>
- Hu, L., y Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives [Criterios de corte para los índices de ajuste en el análisis de la estructura de covarianza: criterios convencionales frente a nuevas alternativas]. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6 (1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- León-Ron, V., Sáez-Delgado, F., Mella-Norambuena, J., Posso-Yépez, M., Ramos, C., y Lobos, K. (2020). Revisión sistemática sobre instrumentos de autorregulación del aprendizaje diseñados para estudiantes. *Revista Espacios*, 41 (11), 29-53. <https://revistaespacios.com/a20v41n11/a20v41n11p29.pdf>
- López-Angulo, Y., Sáez-Delgado, F., Arias-Roa, N., y Díaz-Mujica, A. (2020). Revisión sistemática

- sobre instrumentos de autorregulación del aprendizaje en estudiantes de educación secundaria. *Información Tecnológica*, 31 (4), 85-98. <https://doi.org/10.4067/s0718-07642020000400085>
- Molenaar, I., Horvers, A., y Baker, R. (2019). What can moment-by-moment learning curves tell about students' self-regulated learning? [¿Qué pueden decir las curvas de aprendizaje momento a momento sobre el aprendizaje autorregulado de los alumnos?]. *Learning and Instruction*, 72, 101206. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2019.05.003>
- Nielsen, M., Haun, D., Kärtner, J., y Legare, C. (2017). The persistent sampling bias in developmental psychology: A call to action [El persistente sesgo de muestreo en la psicología del desarrollo: una llamada a la acción]. *Journal of Experimental Child Psychology*, 162, 31-38. <https://doi.org/10.1016/j.jecp.2017.04.017>
- Niemivirta, M. (2006). Assessing motivation and self-regulation in learning within a predictive design: Incorporating systematic elements of change [Evaluación de la motivación y la autorregulación en el aprendizaje dentro de un diseño predictivo: incorporación de elementos sistemáticos de cambio]. *Educational Psychology Review*, 18, 255-259. <https://doi.org/10.1007/s10648-006-9020-5>
- Oates, S. (2019). The importance of autonomous, self-regulated learning in primary initial teacher training [La importancia del aprendizaje autónomo y autorregulado en la formación inicial del profesorado de primaria]. *Frontiers in Education*, 4, 102. <https://doi.org/10.3389/educ.2019.00102>
- Obilor, E. (2023). Convenience and purposive sampling techniques: Are they the same? [Técnicas de muestreo de conveniencia y de muestreo intencional: ¿Son lo mismo?]. *International Journal of Innovative Social and Science Education Research*, 11 (1), 1-7.
- Öz, E. (2021). The effect self-regulated learning on students' academic achievement: A meta-analysis [El efecto del aprendizaje autorregulado en el rendimiento académico de los estudiantes: un metaanálisis]. *International Online Journal of Educational Sciences*, 13 (5), 1409-1429. https://iojes.net/?mod=makale_tr_ozet&makale_id=49642
- Panadero, E. (2017). A review of self-regulated learning: Six models and four directions for research [Una revisión del aprendizaje autorregulado: seis modelos y cuatro líneas de investigación]. *Frontiers in Psychology*, 8, 422. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00422>
- Peeters, J., De Backer, F., Kindekens, A., Triquet, K., y Lombaerts, K. (2016). Teacher differences in promoting students' self-regulated learning: Exploring the role of student characteristics [Diferencias del profesorado en la promoción del aprendizaje autorregulado de los estudiantes: explorando el papel de las características de los estudiantes]. *Learning and Individual Differences*, 52, 88-96. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2016.10.014>
- Perels, F., Gurtler, T., y Schmitz, B. (2005). Training of self-regulatory and problem-solving competence [Entrenamiento de la competencia de autorregulación y resolución de problemas]. *Learning and Instruction*, 15 (2), 123-139. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2005.04.010>
- Pintrich, P. (2000). The role of goal orientation in self-regulated learning [El papel de la orientación a objetivos en el aprendizaje autorregulado]. En M. Boekaerts, P. Pintrich, y M. Zeidner (Eds.), *Handbook of self-regulation [Manual de autorregulación]* (pp. 452-502). Academic Press.
- Pintrich, P. (2004). A conceptual framework for assessing motivation and self-regulated learning in college students [Un marco conceptual para evaluar la motivación y el aprendizaje autorregulado en estudiantes universitarios]. *Educational Psychology Review*, 16 (4), 385-407. <https://doi.org/10.1007/s10648-004-0006-x>
- Putarek, V., y Pavlin-Bernardić, N. (2019). The role of self-efficacy for self-regulated learning, achievement goals, and engagement in academic cheating [El papel de la autoeficacia para el aprendizaje autorregulado, los objetivos de logro y el compromiso en el engaño académico]. *European Journal of Psychology of Education*, 35 (3), 647-671. <https://doi.org/10.1007/s10212-019-00443-7>
- Putnick, D., y Bornstein, M. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research [Convenciones e informes sobre la invarianza de las mediciones: estado de la cuestión y orientaciones futuras para la investigación psicológica]. *Developmental Review*, 41, 71-90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Puustinen, M., y Pulkkinen, L. (2001). Models of self-regulated learning: a review [Modelos de aprendizaje autorregulado: una revisión]. *Scandinavian Journal of Educational*

- Research*, 45(3), 269-286. <https://doi.org/10.1080/00313830120074206>
- Reise, S., Widaman, K., y Pugh, R. (1993). Confirmatory factor analysis and item response theory: Two approaches for exploring measurement invariance [Análisis factorial confirmatorio y teoría de respuesta al ítem: dos enfoques para explorar la invarianza de medida]. *Psychological Bulletin*, 114 (3), 552. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.114.3.552>
- Ribeiro, D., y Boruchovitch, E. (2018). Self-regulation of learning: Key concepts and theoretical models [Autorregulación del aprendizaje: conceptos clave y modelos teóricos]. *Psicologia da Educação*, (46), 71-80.
- Rivers, D., Nakamura, M., y Vallance, M. (2022). Online self-regulated learning and achievement in the era of change [Aprendizaje autorregulado en línea y rendimiento en la era del cambio]. *Journal of Educational Computing Research*, 60 (1), 104-131. <https://doi.org/10.1177/073563312111025108>
- Robson, D., Allen, M., y Howard, S. (2020). Self-regulation in childhood as a predictor of future outcomes: A meta-analytic review [La autorregulación en la infancia como predictor de resultados futuros: una revisión metaanalítica]. *Psychological Bulletin*, 146 (4), 324-354. <https://doi.org/10.1037/bul0000227>
- Rodríguez-González, P., Cecchini, J., Méndez-Giménez, A., y Sánchez-Martínez, B. (2021). Intrinsic motivation, emotional intelligence and self-regulated learning: A multilevel analysis [Motivación intrínseca, inteligencia emocional y aprendizaje autorregulado: un análisis multinivel]. *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte*, 21 (82), 235-252. <http://cdeporte.rediris.es/revista/revista82/artmotivacion1200.htm>
- Sáez-Delgado, F., Mella-Norambuena, J., López-Angulo, Y., y León-Ron, V. (2021). Scales to measure self-regulated learning phases in secondary school students [Escala para medir las fases del aprendizaje autorregulado en estudiantes de secundaria]. *Informacion Tecnológica*, 32 (2), 41-50. <https://doi.org/10.4067/S0718-07642021000200041>
- Sáez-Delgado, F., López-Angulo, Y., Mella-Norambuena, J., Baeza-Sepúlveda, C., Contreras-Saavedra, C., y Lozano-Peña, G. (2022). Teacher self-regulation and its relationship with student self-regulation in secondary education [La autorregulación del profesor y su relación con la autorregulación del alumno en la educación secundaria]. *Sustainability (Switzerland)*, 14 (24), 16863. <https://doi.org/10.3390/su142416863>
- Sáez-Delgado, F., Mella-Norambuena, J., López-Angulo, Y., Sáez, Y., y León-Ron, V. (2023). Invariant and suboptimal trajectories of self-regulated learning during secondary school: implications focused on quality in higher education [Trayectorias invariantes y subóptimas del aprendizaje autorregulado durante la enseñanza secundaria: implicaciones centradas en la calidad de la enseñanza superior]. *Frontiers in Psychology*, 14, 1235846. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1235846>
- Schmitt, N., y Kuljanin, G. (2008). Measurement invariance: Review of practice and implications [Invarianza de la medición: revisión de la práctica e implicaciones]. *Human Resource Management Review*, 18 (4), 210-222. <https://doi.org/10.1016/j.hrmr.2008.03.003>
- Schunk, D. (2001). *Self-regulation through goal setting [Autorregulación mediante el establecimiento de objetivos]*. ERIC Counseling and Student Services Clearinghouse. <https://eric.ed.gov/?id=ED462671>
- Simons, D., Shoda, Y., y Lindsay, S. (2017). Constraints on generality (COG): A proposed addition to all empirical papers [Restricciones a la generalidad (COG): una adición propuesta para todos los documentos empíricos]. *Perspectives on Psychological Science*, 12 (6), 1123-1128. <https://doi.org/10.1177/1745691617708630>
- Solé-Ferre, N., Mumbardó-Adam, C., Company-Romero, R., Balmaña-Gelpí, N., y Corbella-Santom, S. (2019). Instrumentos de evaluación de la autorregulación en población infanto-juvenil: una revisión sistemática. *Revista de Psicología Clínica Con Niños y Adolescentes*, 6 (2), 36-43. <https://doi.org/10.21134/rpcna.2019.06.2.5>
- Taranto, D., y Buchanan, M. (2020). Sustaining lifelong learning: A self-regulated learning (SRL) approach [Mantener el aprendizaje permanente: Un enfoque de aprendizaje autorregulado (ARA)]. *Discourse and Communication for Sustainable Education*, 11 (1), 5-15. <https://doi.org/10.2478/dcse-2020-0002>
- Theobald, M. (2021). Self-regulated learning training programs enhance university students' academic performance, self-regulated learning strategies, and motivation: A meta-analysis [Los programas de entrenamiento en aprendizaje autorregulado mejoran el rendimiento académico, las estrategias de aprendizaje autorregulado y la motivación de los estudiantes universitarios: un metaanálisis]. *Contemporary Educational*

- Psychology*, 66, 101976. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2021.101976>
- Uka, A., y Uka, A. (2020). The effect of students' experience with the transition from primary to secondary school on self-regulated learning and motivation [El efecto de la experiencia de los alumnos con la transición de primaria a secundaria en el aprendizaje autorregulado y la motivación]. *Sustainability*, 12 (20), 8519. <https://doi.org/10.3390/su12208519>
- Vandevelde, S., Van Keer, H., y Rosseel, Y. (2013). Measuring the complexity of upper primary school children's self-regulated learning: A multi-component approach [Medición de la complejidad del aprendizaje autorregulado de los alumnos de segundo ciclo de primaria: un enfoque multicomponente]. *Contemporary Educational Psychology*, 38 (4), 407-425. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2013.09.002>
- Vandevelde, S., Van Keer, H., y Merchie, E. (2017). The challenge of promoting self-regulated learning among primary school children with a low socioeconomic and immigrant background [El reto de promover el aprendizaje autorregulado entre niños de primaria de origen socioeconómico bajo e inmigrante]. *The Journal of Educational Research*, 110 (2), 113-139. <https://doi.org/10.1080/00220671.2014.999363>
- Wang, Y., y Sperling, R. (2020). Characteristics of effective self-regulated learning interventions in mathematics classrooms: A systematic review [Características de las intervenciones eficaces de aprendizaje autorregulado en las aulas de matemáticas: una revisión sistemática]. *Frontiers in Education*, 5, 58. <https://doi.org/10.3389/educ.2020.00058>
- Weinstein, C. (1996). Self-regulation: A commentary on directions for future research [Autorregulación: un comentario sobre las orientaciones de la investigación futura]. *Learning and Individual Differences*, 8 (3), 269-274. [https://doi.org/10.1016/S1041-6080\(96\)90018-7](https://doi.org/10.1016/S1041-6080(96)90018-7)
- Winne, P. (2005). A perspective on state-of-the-art research on self-regulated learning [Una perspectiva del estado del arte de la investigación sobre el aprendizaje autorregulado]. *Instructional Science*, 33, 559-565. <https://doi.org/10.1007/s11251-005-1280-9>
- Winne, P., y Hadwin, A. (1998). Studying as self-regulated engagement in learning [Estudiar como compromiso autorregulado en el aprendizaje]. En D. Hacker, J. Dunlosky, y A. Graesser (Eds.), *Metacognition in educational theory and practice [La metacognición en la teoría y la práctica educativas]* (pp. 277-304). Erlbaum.
- Xu, Z., Zhao, Y., Zhang, B., Liew, J., y Kogut, A. (2022). A meta-analysis of the efficacy of self-regulated learning interventions on academic achievement in online and blended environments in K-12 and higher education [Un metaanálisis de la eficacia de las intervenciones de aprendizaje autorregulado en el rendimiento académico en entornos en línea y mixtos en K-12 y la educación superior]. *Behaviour and Information Technology*, 42 (16), 2911-2931. <https://doi.org/10.1080/0144929X.2022.2151935>
- Zimmerman, B. (2000). Attaining self-regulation: A social cognitive perspective [Lograr la autorregulación: una perspectiva cognitiva social]. En M. Boekaerts, P. Pintrich, y M. Zeidne (Eds.), *Handbook of self-regulation [Manual de autorregulación]* (pp. 13-39). Academic Press. <https://doi.org/10.1016/b978-012109890-2/50031-7>
- Zimmerman, B. (2013). From cognitive modeling to self-regulation: A social cognitive career path [Del modelo cognitivo a la autorregulación: una trayectoria cognitiva social]. *Educational Psychology*, 48 (3), 135-147. <https://doi.org/10.1080/00461520.2013.794676>
- Zimmerman, B. (2016). Becoming a self-regulated learner : An overview [Convertirse en un alumno autorregulado: descripción general]. *Theory Into Practice*, 41 (2), 64-70. https://doi.org/10.1207/s15430421tip4102_2
- Zimmerman, B., y Schunk, D. (2001). *Self-regulated learning and academic achievement: Theoretical perspectives [Aprendizaje autorregulado y rendimiento académico: perspectivas teóricas]*. Routledge.

Biografías de los autores

Fabiola Sáez-Delgado. Profesora asistente de la Facultad de Educación. Coordinadora del programa de Magíster en Ciencias de la Educación de la UCSC. Licenciada en Educación, magíster en Educación y doctora en Psicología por la Universidad de Concepción, Chile. Sus líneas de investigación son las variables cognitivas motivacionales de los procesos de enseñanza y aprendizaje, las variables de salud mental en comunidades educativas y las competencias socioemocionales. Se ha especializado en revisiones sistemáticas de la literatura, psicometría y aná-

lisis de modelos predictivos y explicativos en educación. Miembro del grupo de investigación internacional «Sociedad, educación y psicología» (GISEP) y lideresa de la línea de investigación e innovación «Cognición, emoción y tecnologías disruptivas en educación». En los últimos cinco años, ha publicado más de 50 artículos científicos en revistas de alto impacto y ha liderado proyectos nacionales e internacionales con financiación externa.

 <https://orcid.org/0000-0002-7993-5356>

Javier Mella-Norambuena. Profesor a tiempo parcial del Departamento de Ciencias de la Universidad Técnica Federico Santa María, Chile. Licenciado en Educación y magíster en Psicología de la Salud por la Universidad de Concepción, Chile. Candidato a doctor en el programa de Doctorado en Educación de la Universidad Católica de la Santísima Concepción, Chile. Sus líneas de investigación son las analíticas de enseñanza-aprendizaje, las variables cognitivo-motivacionales de los procesos de enseñanza y aprendizaje y las variables de salud mental en comunidades educativas. Se ha especializado en análisis de datos cuantitativos con *software* R, SPSS, JASP y Python, así como en revisiones sistemáticas de la literatura y la metodología de la investigación. Miembro del grupo de investigación internacional «Sociedad, educación y psicología» (GISEP).

 <https://orcid.org/0000-0002-4288-142X>

Marcela Bizama. Profesora asociada de la Facultad de Educación de la Universidad Católica de la Santísima Concepción,

Chile. Profesora de Estado por la Universidad de Chile y doctora en Educación por la Universidad de Concepción (convenio Universidad de Estocolmo). Sus líneas de investigación son la cognición, el aprendizaje y el desarrollo. Se ha especializado en el estudio de variables cognitivas tales como la inteligencia fluida, las funciones ejecutivas de atención y memoria, la creatividad y la comprensión de lectura de diversas tipologías textuales en distintas etapas del desarrollo. Ha participado en diferentes proyectos de investigación, financiados tanto con fondos nacionales como internacionales, y tiene numerosas publicaciones en diversas revistas indexadas.

 <https://orcid.org/0000-0003-3515-4504>

Joan Gatica. Candidato a doctor en Educación por Universidad Católica de la Santísima Concepción de (Chile). Magíster en Gestión, Liderazgo y Política Educativa por la Universidad de Concepción (Chile) y Magíster en Dirección y Gestión Escolar de Calidad por la Universidad del Desarrollo (Chile). Investiga sobre el impacto del aprendizaje y la práctica del ajedrez y otros juegos de tablero en la adquisición y el desarrollo del pensamiento crítico, en la autorregulación del aprendizaje y en la metacognición. Director de escuelas primarias y secundarias durante 16 años. Asesor en gestión escolar en escuelas y colegios de distintas regiones de Chile. Impulsor de proyectos de inclusión del ajedrez en el aula en escuelas de Chile.

 <https://orcid.org/0009-0002-9312-4012>