




Expectancy-value beliefs optimize mathematics achievement and learning strategy use: a bifactor approach (*Las creencias sobre los valores y las expectativas optimizan el rendimiento matemático y el uso de estrategias de aprendizaje: un enfoque bifactorial*)

Faming Wang, Ronnel B. King, Shing on Leung & Chunlian Jiang


To cite this article: Faming Wang, Ronnel B. King, Shing on Leung & Chunlian Jiang (2023) Expectancy-value beliefs optimize mathematics achievement and learning strategy use: a bifactor approach (*Las creencias sobre los valores y las expectativas optimizan el rendimiento matemático y el uso de estrategias de aprendizaje: un enfoque bifactorial*), Journal for the Study of Education and Development, 46:1, 154-189, DOI: [10.1080/02103702.2022.2149116](https://doi.org/10.1080/02103702.2022.2149116)



To link to this article: <https://doi.org/10.1080/02103702.2022.2149116>

 View supplementary material 

 Published online: 31 Jan 2023.

 Submit your article to this journal 




 Article views: 103

 View related articles 

 View Crossmark data 



Expectancy-value beliefs optimize mathematics achievement and learning strategy use: a bifactor approach (*Las creencias sobre los valores y las expectativas optimizan el rendimiento matemático y el uso de estrategias de aprendizaje: un enfoque bifactorial*)

Faming Wang ^a, Ronnel B. King ^b, Shing on Leung ^c and Chunlian Jiang^c

^aCentre for the Enhancement of Teaching and Learning, The University of Hong Kong; ^bDepartment of Curriculum and Instruction, Faculty of Education, The Chinese University of Hong Kong; ^cFaculty of Education, University of Macau

ABSTRACT

Expectancy-value theory mostly focuses on how expectancy and value beliefs are associated with academic achievement. Both expectancy and value beliefs are multidimensional and can be further decomposed into general and specific factors. However, few studies have explored the associations of these general and specific factors with academic achievement and learning strategy use. This study aimed to investigate the bifactor structure of expectancy and value beliefs and investigate the linkages between general and specific expectancy-value factors and mathematics achievement and learning strategy use. Based on the expectancy and value dimensions measured by the Motivated Strategies for Learning Questionnaire (MSLQ), bifactor models were used to analyse the data collected from 563 senior secondary school students in China. Three key findings emerged: (1) both expectancy and value beliefs could be disentangled into general and specific factors; (2) general factors were significantly associated with mathematics achievement and learning strategy use; and (3) the specific factors were positively associated with mathematics learning strategy use but not mathematics achievement. Methodological and practical implications are discussed.

RESUMEN

La teoría de la expectativa-valor se centra principalmente en la relación entre las creencias de los estudiantes sobre las expectativas y los valores y su rendimiento académico. Ambas creencias (expectativas y valores) son multidimensionales y pueden descomponerse en factores generales y específicos. No obstante, muy pocos estudios han explorado los vínculos entre estos factores generales y específicos, el rendimiento académico y el uso de estrategias de aprendizaje. La finalidad de este estudio es investi-

ARTICLE HISTORY

Received 19 February 2022
Accepted 28 July 2022

KEYWORDS

expectancy and value beliefs; bifactor model; MSLQ; mathematics achievement; learning strategy use

PALABRAS CLAVE

creencias expectativa-valor; modelo bifactorial; MSLQ; rendimiento matemático; uso de estrategias de aprendizaje

CONTACT Faming Wang  1187885025@qq.com  Centre for the Enhancement of Teaching and Learning, The University of Hong Kong, Hong Kong SAR, China.

English version: pp. 154-168 / *Versión en español*: pp. 169-184

References / *Referencias*: pp. 185-189

Spanish translation / *Traducción al español*: Mercè Rius

 Supplemental data for this article can be accessed [here](#) / Se puede acceder a los datos suplementarios para este artículo [aquí](#)

gar la estructura bifactorial de las creencias expectativa-valor y los vínculos entre sus factores generales y específicos, el rendimiento matemático y el uso de estrategias de aprendizaje. A partir de las dimensiones de expectativas y valores medidas a través del cuestionario MSLQ (*Motivated Strategies for Learning Questionnaire*), se hizo uso de modelos bifactoriales para analizar los datos facilitados por 563 estudiantes de secundaria en China. Se identifican tres resultados clave: (1) las creencias expectativa-valor pueden desagregarse en factores generales y específicos; (2) los factores generales se relacionan significativamente con el rendimiento académico y con el uso de estrategias de aprendizaje; y (3) los factores específicos se relacionan significativamente con el uso de estrategias de aprendizaje matemático pero no con el rendimiento matemático. Finalmente se discuten las implicaciones prácticas y metodológicas de los resultados obtenidos.

Expectancy-value theory is a well-known motivation framework and has proven generative in providing insights into student motivation and learning (Eccles & Wigfield, 2020). Many studies have documented the significant associations between expectancy-value beliefs and achievement-related outcomes such as academic performance, the use of learning strategies, efforts, choices and persistence (Cai et al., 2022; Wigfield et al., 2020; Yeung et al., 2022).

Recent research on expectancy-value theory has theoretically or empirically argued that both expectancy and value beliefs might be further decomposed into general factors (e.g., general value factor and general expectancy factor) and more specific factors (intrinsic value and utility value for subjective value; self-efficacy and control beliefs for expectancy; Eccles & Wigfield, 2020; Fadda et al., 2020; Guo et al., 2016; Part et al., 2020). For example, some researchers have found the generality and specificity within the subjective task value beliefs (e.g., Fadda et al., 2020; Guo et al., 2016; Part et al., 2020). The unravelling of general and specific factors provides an important advancement in using the scale scores of expectancy-value beliefs, shedding light on the nuanced understanding of how expectancy and value beliefs are associated with academic achievement (Fadda et al., 2020). However, most studies in mathematics education have focused on specific components of expectancy and value beliefs without considering whether there is a broad central construct reflecting the overall expectancy or value beliefs (e.g., Safavian, 2019). Neglecting the general and specific factors of expectancy and value beliefs might lead to two critical research gaps.

First, both expectancy and value components are highly correlated. Multicollinearity problems ensue when these components are simultaneously investigated in one model, distorting the association of expectancy and value beliefs with mathematics achievement and learning strategy use. Second, previous research has failed to adequately account for the possible role of general and specific factors in mathematics learning. Hence, it is unclear whether the general or specific factors of expectancy-value beliefs are more salient in mathematics achievement and learning strategy use.

Bifactor models provide the possibility to address the theoretical and methodological shortcomings mentioned above. The bifactor models are not only useful in dealing with

high intercorrelations among different components but also provide ways to show the potential contributions of specific and general factors (Litalien et al., 2017; Rodriguez et al., 2016). Although several studies have explored the bifactor structure of expectancy and value beliefs, the participants in these studies are predominantly from WEIRD (Western, educated, industrialized, rich and democratic) societies (e.g., Fadda et al., 2020; Guo et al., 2016; Part et al., 2020). It has been reported that students displayed different expectancy and value beliefs across WEIRD and non-WEIRD societies (King et al., 2018; King et al., 2021; Li et al., 2022; Wigfield et al., 2004). This study would expand previous research by examining whether the bifactor structure of expectancy and value beliefs can be identified in non-WEIRD societies.

Taken together, this study explores whether bifactor models adequately fit the expectancy and value beliefs when measured by the Motivated Strategies for Learning Questionnaire (MSLQ; Pintrich et al., 1991, 1993) in the Chinese context. There are two research purposes of this study. The first is to explore whether the bifactor model fits the expectancy-value beliefs adequately when they are measured by MSLQ. The second is to examine the potential contributions of general and specific factors to students' mathematics achievement and learning strategy use.

Literature review

Expectancy-value theory

Expectancy-value theory is a prominent motivation theory, which posits that individuals' expectancies for success and subjective task values are the critical components of academic motivation (Eccles & Wigfield, 2020; Wigfield & Eccles, 2000). Expectancies for success refer to the individuals' beliefs about how well they can perform in an upcoming task, consisting of students' ability beliefs (Eccles et al., 1983). Many studies have found that self-efficacy, expectancies for success and self-concept of ability are indistinguishable empirically (Bong, 2001; Eccles & Wigfield, 2020). Hence, self-efficacy and self-concept are frequently used in expectancy-value research to represent students' expectancies for success.

Subjective task values pertain to how much individuals enjoy and how useful the tasks are, involving intrinsic value, utility value, attainment value and cost (Wigfield & Eccles, 2000). Intrinsic value refers to inherent enjoyment gained from doing the task. Utility value pertains to the perceived usefulness of tasks for fulfilling individual future goals. Attainment value is individuals' perception of relative personal- or identity-based importance in engaging in the task. The last facet of subjective task values is cost, which is conceptualized as the cost (e.g., time, energy and emotion) of engaging in a task.

Measuring expectancy and value beliefs with MSLQ

The MSLQ (Pintrich et al., 1991) is one of the most widely used instruments to measure students' motivation and learning strategy use in different contexts and subjects (Duncan & McKeachie, 2005). Numerous studies have operationalized expectancy-value beliefs based on MSLQ (e.g., Berger & Karabenick, 2011; Hilpert et al., 2013; Liem et al., 2008; Turner & Schallert, 2001). For example, Hilpert et al. (2013) found

that self-efficacy and control beliefs for learning in MSLQ can be used to measure expectancy beliefs, while the intrinsic goal orientation and task value dimensions can be used to measure value beliefs.

Expectancy beliefs used in the current study include self-efficacy and control of learning beliefs. Self-efficacy assesses two aspects of ability perception, including performance expectations and judgement about the ability to organize the courses of action required to produce given attainments (Bandura, 1997; Wigfield & Eccles, 2000). Self-efficacy is an agentic belief that could exert a powerful influence on students' behaviours, choices and performance (Bandura, 2011). Meta-analyses have found that self-efficacy is one of the strongest predictors of academic achievement (Honicke & Broadbent, 2016; Richardson et al., 2012). Control of learning beliefs refers to individual perceptions about whether they can control success and failure (Thompson, 2002; Weiner, 1992; Weiner et al., 1976). Bandura (1991, p. 72) argued that 'ability attributions are accompanied by strong self-beliefs of efficacy'. Hence, control of learning beliefs can be regarded as students' self-efficacy about whether they can control their future performance. Ample studies have indicated the critical role of control beliefs in optimizing students' self-regulation and achievement (Perry et al., 2001; Stupinsky et al., 2012). Generally, if students believe that their effort can volitionally alter academic outcomes, they tend to study strategically and effectively, show higher levels of outcome expectations and achieve better achievement (Findley & Cooper, 1983; Weiner, 2010).

Subjective task values used in the current study include intrinsic goal orientation and task value. Intrinsic goal orientation refers to students' perception of participating in tasks for challenge, curiosity and mastery (Pintrich et al., 1991). Its operationalization emphasizes the interest and enjoyment gained from engaging in a task. In general, intrinsically motivated students tend to show greater confidence, use more sophisticated strategies and obtain better achievement (McWhaw & Abrami, 2001; Mills & Blankstein, 2000). Task value pertains to students' evaluation of the importance and usefulness of tasks (Pintrich et al., 1991). Task value in MSLQ includes intrinsic value, attainment value and utility value (Wigfield & Eccles, 2020). It is reported that students who highly value their learning activities show more effort in learning activities, engage more deeply and achieve higher achievement (Fredricks & Eccles, 2002; Marchand & Gutierrez, 2016).

The association between expectancy-value beliefs, mathematics achievement and learning strategy use

Extensive evidence has indicated that expectancy-value beliefs are associated with achievement-related outcomes (Eccles & Wigfield, 2020; King et al., 2021; Yeung et al., 2022). Generally, expectancies for success are more closely related to performance, whereas value beliefs have a stronger influence on academic-related outcomes such as choice, effort, persistence and use of learning strategies (Nagengast et al., 2011; Trautwein et al., 2012).

The association between expectancy-value beliefs and mathematics achievement has been well documented (e.g., Y. Jiang et al., 2018; Lee & Stankov, 2013; Putwain et al., 2019; Wang et al., 2022). For example, based on the Programme for International

Student Assessment, Lee and Stankov (2013) found that ability beliefs (i.e., self-efficacy) had a stronger association with mathematics achievement than other self-beliefs for secondary school students. Y. Jiang et al. (2018) revealed that self-efficacy and task value were positively associated with mathematics academic motivation and achievement among secondary school students. In a longitudinal study with students in their final year of primary school, Putwain et al. (2019) found that students' expectancy beliefs and attainment value were positively related to mathematics achievement.

Researchers also explored the association between expectancy-value beliefs and mathematics learning strategy use (e.g., Berger & Karabenick, 2011; Chatzistamatiou et al., 2015). For example, Berger and Karabenick (2011) found that ninth-grade students' mathematics self-efficacy could optimize the use of elaboration and metacognition strategies, while value beliefs significantly affected memorization and rehearsal strategies. The study of Chatzistamatiou et al. (2015) revealed that students' self-efficacy, attainment value and intrinsic value were positively related to memorization, deep comprehension, metacognition and reflection strategies.

The bifactor approach

Bifactor models are appropriate for analysing constructs that comprise multiple inter-related but distinct specific dimensions by specifying a general factor and several specific factors (Holzinger & Swineford, 1937). In bifactor models, variances are partitioned into two parts: (1) a general factor estimating the shared variance of all items, representing the broad central construct; (2) several specific factors estimating unique variance explained by the specific items over and above the general factor, representing a more conceptually specific subdomain construct (Rodriguez et al., 2016). Bifactor analysis can address the critical issue of high intercorrelations within expectancy-value beliefs and provide avenues to explore the role of the general and specific factors in achievement-related outcomes such as academic performance and learning strategy use.

Several studies have explored the bifactor structure of expectancy and value beliefs (e.g., Fadda et al., 2020; Guo et al., 2016; Part et al., 2020). Among the limited number of studies, Fadda et al. (2020) found that the model with a general value factor and nine specific factors best represented the factor structure for subjective task values. In addition, they found that global value beliefs predicted students' career aspirations, while the variable of expectancies of success was the strongest predictor of achievement. However, these studies drew samples from WEIRD societies, including Germany, the United States and Italy (Henrich et al., 2010). It should be noted that researchers have found differences in expectancy and value beliefs for students in WEIRD and non-WEIRD societies. For example, Scholz et al. (2002) found that students in non-WEIRD societies display relatively low self-efficacy levels compared to their peers in WEIRD societies. Li and Fischer (2004) found that WEIRD students are more intrinsically oriented, driven by curiosity, interest and intrinsic enjoyment. However, little research has been conducted to explore whether the bifactor structure of expectancy and value beliefs can be identified in non-WEIRD societies. Hence, this study addresses this gap by examining the bifactor structure of expectancy and value beliefs in a non-Western context.

The present study

Based on the studies mentioned above, we developed two research hypotheses:

H1: The bifactor model fits the expectancy-value beliefs adequately when they are measured by MSLQ. However, previous research on the bifactor model of expectancy-value beliefs found that some facets did not retain specificity once the variance explained by the general factor was considered (e.g., Fadda et al., 2020; Part et al., 2020). According to recent developments of the bifactor-(S-1) model, these findings suggested that some facets within expectancy and value beliefs might be selected as the reference facet to reflect the meaning of the general factor (Eid et al., 2017; Heinrich et al., 2020). According to the nature of items in MSLQ, we assume that (1) a general expectancy factor specifying self-efficacy as the reference facet and control of learning beliefs as the specific factor, and (2) a general value factor using task values as the reference facet and intrinsic goal orientation as the specific factor.

H2: The general and specific factors of expectancy-value beliefs are positively associated with mathematics achievement and learning strategy use.

The conceptual model for the current study is presented in Figure 1.

Methods

Participants

A total of 563 senior secondary school students in grade 11 were recruited in China. They were preparing for the university entrance examination, for which mathematics is one of the core subjects. The sample was selected using the convenience sampling method. All of them were from Guangdong province, an economically advanced province compared to other provinces in China. There were 53% males and 47% females. The average age was 17.12, and *SD* was 0.48.

Procedures

Following International Test Commission (2018) guidelines for test adaptation, items in MSLQ were translated into Chinese and adapted to the subject of mathematics using

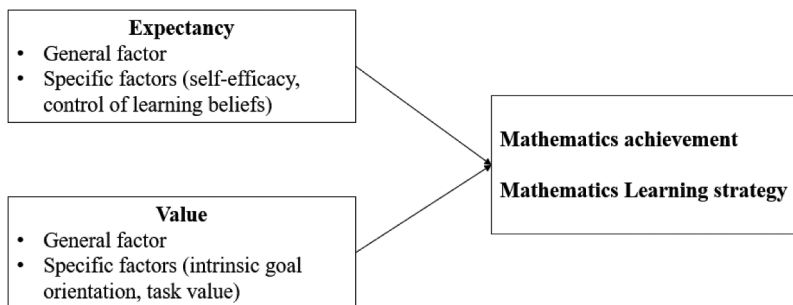


Figure 1. Conceptual model of the present study.

a committee board approach. A double-translation and reconciliation procedure was applied. First, forward translation was conducted to translate items to Chinese by an educational measurement expert and a PhD candidate independently. Second, the discrepancies were recorded and reconciled by a mathematics educator, and the finalization was conducted after the discussion among the three persons.

Measures

Table 1 shows the variables used in this study. The expectancy, value and learning strategy variables were from MSLQ (Pintrich et al., 1991).

Expectancy

Expectancies for success were measured with self-efficacy (e.g., ‘I believe I will receive an excellent grade in the mathematics class’) and control of learning beliefs (e.g., ‘If I study in appropriate ways, then I will be able to learn the course material in the mathematics course’).

Value

Subjective task value was measured with intrinsic goal orientation (e.g., ‘In the mathematics class, I prefer course material that really challenges me so I can learn new things’) and task value. Task value in MSLQ was measured by intrinsic value (e.g., ‘I am very interested in the content area of the mathematics course’), attainment value (e.g., ‘It is important for me to learn the course material in the mathematics class’) and utility value (e.g., ‘I think the course material in the mathematics class is useful for me to learn’). All items for expectancy and value beliefs were answered on an 11-point Likert scale with only endpoints labelled, as 0 (‘completely disagree’) and 10 (‘completely agree’).

Table 1. Number of items, reliabilities, mean, *SD* and bivariate correlations of variables.

Variables	<i>N</i>	reliability	Bivariate correlations of variables												
			1	2	3	4	5	6	7	8	9	10			
1. Intrinsic goal orientation	4	.85	—												
2. Task value	6	.87	.66**	—											
3. Control of learning beliefs	4	.78	.43**	.51**	—										
4. Self-efficacy for learning	7	.91	.64**	.69**	.50**	—									
5. Rehearsal	4	.81	.21**	.29**	.08	.25**	—								
6. Elaboration	5	.88	.54**	.61**	.32**	.62**	.49**	—							
7. Organization	4	.86	.31**	.40**	.12**	.41**	.61**	.66**	—						
8. Critical thinking	5	.89	.56**	.52**	.28**	.56**	.29**	.68**	.45**	—					
9. Metacognitive self-regulation	4	.78	.46**	.52**	.27**	.51**	.38**	.59**	.49**	.53**	—				
10. Mathematics achievement	—	.93	.30**	.32**	.18**	.34**	.02	.24**	.09*	.21**	.28**	—			
Mean	—	—	6.28	6.93	6.98	6.43	4.90	5.66	5.10	5.44	6.81	49.58			
<i>SD</i>	—	—	2.34	1.88	2.00	2.03	2.22	2.15	2.24	2.36	1.83	17.24			

Note: ** $p < .01$; *N* = number of items; reliability was assessed by Cronbach's Alpha; the variable scores were derived from the averages of the items in each variable.

Mathematics achievement

A practice version of the Chinese National Higher Education Entrance Examination test was used to measure students' basic mathematics knowledge and skills based on the curriculum standard (see Table S2 in Supplementary Materials for the contents covered in the test). Basic mathematics knowledge includes function, equation, inequalities, conics, vectors and trigonometric functions, while basic mathematics skills include logical thinking, computation, spatial imagination, data management and application skills (C. Jiang et al., 2019). Three stages were conducted to ensure the content validity of the test. First, we examined the test specifications to scrutinize the nature of the examination, cognitive framework, topics to be covered and the cognitive requirement for each topic. Second, we determined the content areas through an evaluation of each item in the test. Finally, we developed 12 multiple-choice items, four short-answer questions and four open-response items. The scores were converted to a scale of 0–100. This test demonstrated good internal consistency with the Cronbach's α coefficients of .93.

Mathematics learning strategy use

Mathematics learning strategy use was measured by five subscales, including rehearsal (e.g., 'When studying for mathematics class, I read my class notes and the course readings over and over again'), elaboration (e.g., 'When I study for mathematics class, I pull together information from different sources, such as lectures, readings and discussions'), organization (e.g., 'I make simple charts, diagrams or tables to help me organize course material'), critical thinking (e.g., 'I treat the course material as a starting point and try to develop my own ideas about it') and metacognitive self-regulation (e.g., 'If course materials are difficult to understand, I change the way I read the material'). All items for learning strategy use were answered on an 11-point Likert scale with only endpoints labelled, as 0 ('completely disagree') and 10 ('completely agree').

Previous research indicated that a general strategy factor might dominate the five specific learning strategies listed above (Liu et al., 2019; Wang et al., 2021). Moderate to strong correlations among these specific learning strategies also indicated the existence of a common factor underpinning various learning strategies. Hence, the item parceling strategy was used to construct the learning strategy factor (Little et al., 2002). This strategy has been widely used in educational psychology research (e.g., Zimmer-Gembeck et al., 2006). First, scores were computed by averaging items within each subscale of learning strategies. Second, a latent variable estimated with subscale scores of rehearsal, elaboration, organization, critical thinking and metacognitive self-regulation was integrated into the structural equation model. In this study, the goodness-of-fit of the learning strategy use model was acceptable, with $RMSEA = .084$ (90% CI [.054, 0.116]), $CFI = .980$ and $TLI = .950$. Since we observed a marginal fit of $RMSEA$, we suggest future studies look at this further.

As shown in Table 1, the number of items in each variable varied from four to seven. The Cronbach's α coefficients ranged from .78 to .91, indicating good reliability of each variable. Other statistical indices, including mean, standard deviation, median, mode, kurtosis, skewness, minimum, maximum and item-total correlation, were reported in Table S1 in Supplementary Materials.

Data analysis

To achieve the first research aim, we explored the factor structure of expectancy and value beliefs. As represented in Figure 2, three competing models were investigated with robust maximum likelihood estimation via the R-studio with the ‘lavaan’ package (Rosseel, 2012).

A four correlated first-order factors model (M1) using control of learning beliefs, self-efficacy, intrinsic goal orientation and task value was developed as the baseline model.

A traditional bifactor model (M2) was built with (1) a general expectancy factor as well as two specific factors (i.e., control of learning beliefs and self-efficacy) for expectancies for success, and (2) a general value factor as well as two specific factors (i.e., intrinsic goal orientation and task value) for subjective task values according to the respective elements of expectancy and value beliefs.

A bifactor-(S-1) model (M3) was built with (1) a general expectancy factor specifying self-efficacy as the reference facet and control of learning beliefs as the specific factor, and (2) a general value factor using task values as the reference facet and intrinsic goal orientation as the specific factor. This bifactor-(S-1) model was built because recent research indicated that some specific factors might collapse when fitting expectancy-value beliefs using traditional bifactor models (Fadda et al., 2020; Part et al., 2020). For example, Fadda et al. (2020) found that personal importance did not retain meaning over and above the general value factor. As Geiser et al. (2015, p. 14) explicated, ‘if one or more specific factors collapse, the general factor becomes specific to the set of indicators for which the specific factor(s) collapsed’. In this vein, the bifactor-(S-1) was recommended to give the general factor a clean meaning (Eid et al., 2017). Meanwhile, Eid et al. (2017) proposed that the bifactor-(S-1) model can handle anomalous results (e.g., one specific factor had a negative variance estimate).

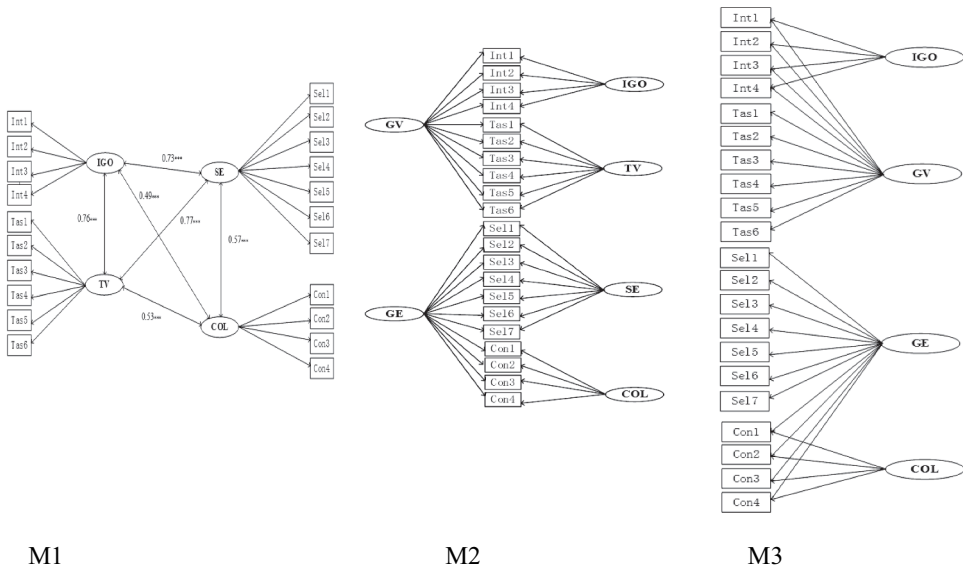


Figure 2. Conceptual model of M1-M3.

Note: IGO = intrinsic goal orientation, TV = task value, SE = self-efficacy, COL = control of learning, GV = general value factor, GE = general expectancy factor. The covariance between Sel 2 and Sel 4 was freed.

The goodness-of-fit indices were used to select the best-fit model. The comparative fit index (*CFI*) and Tucker-Lewis index (*TLI*) greater than .95 and .90, respectively, were interpreted as good and acceptable fits, while the root mean squared error of approximation (*RMSEA*) less than .06 and .08 was interpreted as good and acceptable fits, respectively (Marsh et al., 2005). Meanwhile, the Akaike information criterion (*AIC*) and Bayesian information criterion (*BIC*) were used to select the best-fit model among the three competing models. Smaller *AIC* and *BIC* values indicated a better model fit.

For the best-fit model, the factor loadings of each item and reliability coefficients associated with each factor were reported. Standardized factor loadings of .40 or greater were regarded as meaningful (Hair et al., 2010). Coefficient omega (ω) was used to assess the reliability of general factors and specific factors in bifactor models, and a value higher than .7 revealed acceptable reliability (Rodriguez et al., 2016).

To achieve the second research aim, the potential contributions of general and specific factors to mathematics achievement and learning strategy were investigated. Robust maximum likelihood (MLR) was used to account for potential non-normality (Muthén & Muthén, 1998–2017).

Results

Preliminary analysis: descriptive statistics

Table 1 presents the descriptive statistics of variables. The correlation was .50 ($p < .01$) for the expectancy variables (i.e., self-efficacy and control of learning beliefs) and .66 ($p < .01$) for the value variables (i.e., intrinsic goal orientation and task value). The expectancy-value variables were positively and significantly associated with mathematics achievement and learning strategies except for a non-significant association between control of learning beliefs and rehearsal.

Measurement model: bifactor-(S-1) model for expectancies for success and subjective task values

Table 2 shows the model fit indices of three competing models. The values of *AIC* and *BIC* indicated that M3 fits the data best among the three competing models, with *RMSEA* = .072 (90% *CI* [.067, .079]), *CFI* = .932 and *TLI* = .919. The chi-square difference statistic was significant ($\Delta\chi^2 = 45$, $\Delta df = 6$, $p < .001$), indicating that M3 fit the data better than M1.

Table 3 shows the factor loading estimates of M3. For general factors, the results suggested a well-defined general expectancy factor with standardized factor loadings ranging from .40 to .88, except for the second control of learning item ($\lambda = .25$), which loaded more heavily on the specific factor of control of learning beliefs. Meanwhile, the standardized factor loadings of all items measuring the general value factor exceed .4, ranging from .42 to .90. For specific factors, although one item loaded less on the specific control of learning belief factor ($\lambda = .32$) and one item loaded less on the specific intrinsic goal orientation factor ($\lambda = .37$), both specific control of learning belief and specific intrinsic goal orientation were well defined with the standardized factor loadings ranging from .57 to .72 and .44 to .66, respectively.

Table 2. Fit indices for three competing models.

Model	$\chi^2(df)$	RMSEA (90% CI)	CFI	TLI	AIC	BIC
M1: Four correlated-factor model	540 (182)	.075 (.067, .082)	.924	.912	45,054	45,262
M2: Bifactor model			n/a			
M3: Bifactor-(S-1) model	495 (176)	.072 (.064, .079)	.932	.919	45,000	45,234

Note: n/a = Anomalous results with specific factor had a negative variance estimate.

Table 3. Standardized factor loadings for expectancy and subjective task values.

Items	General factor		Specific factor	
	General expectancy factor	Control of learning beliefs	General value factor	Intrinsic goal orientation
Con1	.47	.32		
Con2	.25	.57		
Con3	.50	.66		
Con4	.40	.72		
Sel1	.72			
Sel2	.74			
Sel3	.58			
Sel4	.76			
Sel5	.79			
Sel6	.86			
Sel7	.88			
Int1			.69	.54
Int2			.58	.66
Int3			.58	.37
Int4			.51	.44
Tas1			.65	
Tas2			.42	
Tas3			.90	
Tas4			.83	
Tas5			.88	
Tas6			.56	
	$\omega = .90$	$\omega = .74$	$\omega = .91$	$\omega = .72$

Note: ω = omega

Model-based coefficients of composite reliability indicated acceptable reliability for the general expectancy ($\omega = .90$) and value factor ($\omega = .91$), as well as the specific control of learning beliefs ($\omega = .74$) and intrinsic goal orientation factor ($\omega = .72$).

Structural model: linking general and specific factors with mathematics achievement and learning strategy use

Mathematics achievement and learning strategy use were added to the bifactor-(S-1) model to explore the contributions of general and specific factors to mathematics learning. The model had a satisfactory fit, with $RMSEA = .065$ (90% CI [.060, .071]), $CFI = .922$ and $TLI = .909$. Table 4 shows the path coefficients of the structural model. First, both general value and expectancy factors were positively tied to mathematics achievement and learning strategy use. Second, the contribution of specific intrinsic goal orientation factor and control of learning beliefs factor to mathematics achievement was not significant. Third, the specific intrinsic goal orientation factor was positively related to learning strategy use, while the association between specific control of learning beliefs factor and mathematics learning strategy use was negative.

Table 4. Path coefficients for structural model.

	Mathematics achievement		Mathematics learning strategy	
	β	SE	β	SE
General value factor	.21**	.01	.49***	.06
General expectancy factor	.19*	.02	.32***	.09
Intrinsic goal orientation	.07	.18	.15**	.03
Control of learning beliefs	-.03	.50	-.15**	.08

Note: Standardized coefficients were reported. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

Discussion

Given the multidimensionality of expectancy and value beliefs indicated in previous research (e.g., Eccles & Wigfield, 2020), it is crucial to disentangle the generality and specificity of expectancy-value beliefs and explore their respective linkages with mathematics achievement and learning strategy. By fitting expectancy-value beliefs measured by MSLQ, our results demonstrated that: (1) both expectancy and value beliefs could be disentangled into general and specific factors. For expectancy beliefs, self-efficacy was identified as the reference facet to define the general expectancy factor and control of learning beliefs was found as the specific factor. For value beliefs, task value was found as the reference facet to reflect the general value factor, and intrinsic goal orientation was identified as the specific factor; (2) general factors were significantly associated with mathematics achievement and learning strategy use; (3) the specific factors had a significant association with learning strategy use rather than achievement.

Bifactor-(S-1) model for expectancy and value beliefs

First, our findings extend the expectancy-value literature by revealing general and specific factors regarding expectancy and value beliefs. Wigfield and Eccles (2000) theoretically argued that ability beliefs might load onto one factor even if they are distinguished conceptually, and the overlapping elements among subjective task values might exist. Our results based on bifactor-(S-1) modelling provide empirical evidence for their assumption and yield strong support for the existence of general and specific factors. The existence of the general factor suggests that students have global perceptions of both expectancies for success and subjective task values. This finding responds to previous research results of high intercorrelations among different components (e.g., Gaspard et al., 2015). It also empirically supports Eccles et al.'s (1983) argument that subjective task values are the 'overall value of any task'.

Meanwhile, our results with a bifactor structure for expectancy and value beliefs corroborate the findings obtained from WEIRD samples (e.g., Fadda et al., 2020; Guo et al., 2016; Part et al., 2020). Previous research indicated that students in WEIRD and non-WEIRD societies tended to have different expectancy and value belief patterns. For example, WEIRD students tended to have a higher level of expectancies for success than their non-WEIRD peers (Schunk & Pajares, 2009). However, the evidence on their factor structure is scarce. This finding expands previous research by showing the cross-cultural universality of the factor structure of expectancy and value beliefs.

Our research indicated that most items had a significant loading on both general and specific factors. This finding indicates that almost all items are manifestations of both

general and specific factors, giving sufficient evidence to support the multidimensionality of expectancy and value beliefs. However, it should be noted that the item factor loadings of two items on specific factors (i.e., ‘The most satisfying thing for me in the mathematics course is trying to understand the content as thoroughly as possible’ and ‘When I have the opportunity in the mathematics class, I choose course assignments that I can learn from even if they don’t guarantee a good grade’) were relatively low. The two items commonly indicate that students learn mathematics for mastery, which may be more central to perceptions of general value beliefs rather than specific intrinsic value.

Second, we give a clear meaning of general and specific factors. Collapsing factors in previous research made the meaning of the general factors ambiguous (Eid et al., 2018). The bifactor-(S-1) model expands previous expectancy-value research wherein one or more specific factors vanish empirically (e.g., Fadda et al., 2020). This study provided a possible solution by attaching the meaning of general factors to the reference facet (Burke & Johnston, 2020). Statistically, the reference facet was the reference category for identification purposes. Theoretically, the meaning of the general factor was defined by the items of reference facet (Eid et al., 2017). When self-efficacy was chosen as the reference facet and analysed in conjunction with control beliefs, performance expectations and perceptions about their ability on future tasks were the core of expectancies for success. Similarly, when task value was specified as a reference facet and analysed in conjunction with intrinsic value, the importance of students’ evaluation of the importance and usefulness of tasks was the core of value beliefs.

Linking general and specific factors with mathematics achievement and learning strategy use

The bifactor-(S-1) approach allows researchers to estimate how the general and specific factors are associated with outcome variables, providing insights into these factors’ association with mathematics achievement and learning strategy use. We found that general factors were significantly related to mathematics achievement and learning strategy use, while specific factors were only associated with mathematics learning strategy rather than mathematics achievement. This finding advances the application of the expectancy-value scale. In previous research, researchers tended to use the scale score of each expectancy-value belief (e.g., Jacobs et al., 2002), ignoring the role of common perceptions of expectancy and value beliefs. This study disentangles the expectancy-value beliefs into general and specific factors and found their relevance to mathematics learning, showing the possibility and necessity to focus on the general and specific factors of expectancy-value beliefs.

We found the positive influence of general expectancy and value factors on mathematics achievement and learning strategy use, which is consistent with previous research (Wang & Eccles, 2013; Wigfield et al., 2015). Strategy use is an effortful process; students who value the tasks would spend more time using different strategies and achieve better academic success (Pintrich & Zusho, 2002). Meanwhile, students with high expectancies for success tend to use more in-depth and sophisticated strategies (Berger & Karabenick, 2011). To reiterate, although previous studies have documented the contribution of expectancy and value beliefs to mathematics achievement and learning strategy use, these studies drew conclusions emphasizing the disparate effect of each dimension (Chatzistamatiou et al., 2015; Putwain et al., 2019). Thus, this

finding highlights the potential use of the bifactor framework to simultaneously explore how general and specific facets of expectancy-value beliefs contribute to mathematics achievement and learning strategy use.

We also found that the specific factors of intrinsic goal orientation and control of learning beliefs did not significantly affect mathematics achievement and learning strategy use after controlling the effect of general value and expectancy factor, showing the salient role of the students' common perceptions of expectancy and value beliefs. Furthermore, the specific intrinsic goal orientation factor was positively associated with learning strategy use, which corroborates previous research suggesting that intrinsic value was positively associated with strategy use (Chatzistamatiou et al., 2015). However, the specific control of learning beliefs factor negatively correlated with learning strategy use. We surmised that once we account for the overlap between the general factor and self-efficacy, the remaining variance in control of learning beliefs may reflect more uncontrollable factors. Future studies are needed to justify specific factors' meaning and explore whether the association between specific factors and mathematics achievement and learning strategy use can be replicated.

Methodological and practical implications

Our findings have important implications. Methodologically, our study adds to growing evidence that supports the bifactor structure of expectancy and value beliefs (Fadda et al., 2020; Guo et al., 2016; Part et al., 2020), providing researchers with a way to obtain the expectancy-value scale scores in Eastern countries. This finding thus highlights the potential utility of using the bifactor framework to simultaneously explore the role of general and specific facets of expectancy-value beliefs in influencing mathematics achievement and learning strategy use.

Practically, this study indicates that teachers need to boost students' confidence in doing mathematics tasks, arouse students' mathematics interest and help them recognize the importance of mathematics as these beliefs have significant effects on mathematics achievement and learning strategy use. This finding is especially useful for front-line practitioners as expectancy-value beliefs are malleable variables, which could be improved through educational intervention. For example, relevance-enhanced teaching approaches (writing a text or evaluating quotations about the utility of mathematics) could be used to enhance students' mathematics competence beliefs (Brisson et al., 2017). Meanwhile, our study indicates that both the general and specific expectancy-value factors contribute to students' mathematics achievement and learning strategy use. Teachers may need to pay attention to developing students' global expectancy-value beliefs by emphasizing the importance of diverse facets.

Limitations and directions for future research

The limitations of this study should be noted. First, we drew attention to the MSLQ. Compared with other questionnaires specifically designed for measuring students' expectancy-value beliefs (e.g., Eccles & Wigfield, 1995; Gaspard et al., 2015), the MSLQ does not provide a comprehensive measure for expectancy and value beliefs. For example, the dimension of the cost was lacking in the MSLQ. Hence, conclusions taken from the

observed factorial structure should be examined in future studies with the established questionnaires for the comprehensive measurement of expectancy and value beliefs.

Second, our study was cross-sectional in nature, which prevents us from making causal conclusions. In the future, experimental or longitudinal research designs could be used to reassess whether expectancy-value beliefs have long-term effects on mathematics achievement and learning strategy use.

Third, although the criteria of factor loading and goodness-of-fit have been widely used in contemporary educational psychology studies, there is still a risk of misspecification of the model. Hence, we acknowledged that the present study's findings should be interpreted with caution. Meanwhile, we encourage future studies to examine our findings with more advanced analytical models (e.g., bifactor-ESEM, Morin et al., 2020) and larger sample sizes.

Fourth, it should be noted that the traditional bifactor model (e.g., M2) displayed anomalous results with specific factors having a negative variance estimate. Previous research indicated that the negative variance estimates (i.e., Heywood cases) are not uncommon in bifactor modelling, which is regarded as a sign of model misspecification (Eid et al., 2017; Heinrich et al., 2020). The negative variance estimates occurred mainly when the more unidimensional data were analysed using bifactor models, suggesting the overextraction of factors (Liu & Thompson, 2021). Hence, the bifactor-(S-1) model was adopted to analyse the expectancy-value beliefs to leave self-efficacy and task values as the reference facets that only loaded on the general factor (Heinrich et al., 2020). We encourage future studies to replicate our research to find whether this result holds among other samples.

Fifth, our sample was selected from Guangdong province, an economically advanced province in China. The generalizability of our findings should be explored further using data collected from other regions of China.

Conclusion

Both expectancies for success and subjective value tasks can be disentangled into a general factor and a specific factor representing the multidimensionality of these constructs. We found that the general expectancy and value factor, beyond the specific factors of intrinsic goal orientation and control of learning beliefs, had a significant association with mathematics achievement and learning strategy use. These findings provide new insights for researchers to model expectancy and value beliefs with bifactor models and show the importance of fostering students' common perceptions of expectancy and value beliefs.

Las creencias sobre los valores y las expectativas optimizan el rendimiento matemático y el uso de estrategias de aprendizaje: un enfoque bifactorial

La teoría expectativa-valor es un reconocido marco motivacional y se ha demostrado su utilidad para facilitar un conocimiento detallado de la motivación y el aprendizaje de los estudiantes (Eccles & Wigfield, 2020). Numerosos estudios documentan las relaciones significativas entre las creencias sobre expectativas y valores y los resultados relacionados con el logro, como el rendimiento académico, el uso de estrategias de aprendizaje, el esfuerzo, la elección y la persistencia (Cai et al., 2022; Wigfield et al., 2020; Yeung et al., 2022).

Investigaciones recientes sobre esta teoría defienden, teórica o empíricamente, que tanto las creencias de expectativa como las de valor pueden descomponerse en factores generales (e.g., factor general de valor y factor general de expectativa) y en factores más específicos (valor intrínseco y valor utilitario del valor subjetivo; creencias de autoeficacia y de control, para la expectativa; Eccles & Wigfield, 2020; Fadda et al., 2020; Guo et al., 2016; Part et al., 2020). Algunos investigadores, por ejemplo, han observado tanto la generalidad como la especificidad en creencias relacionadas con el valor subjetivo de la tarea (e.g., Fadda et al., 2020; Guo et al., 2016; Part et al., 2020). La desagregación en factores generales y específicos supone un avance importante en el uso de las escalas de creencias expectativa-valor y facilita un conocimiento matizado de las relaciones entre este tipo de creencias y el rendimiento académico (Fadda et al., 2020). No obstante, la mayoría de los estudios sobre educación matemática se han centrado en componentes específicos de las creencias expectativa-valor sin tener en cuenta si existe un constructo central general que refleja las creencias globales de ambos factores (expectativa-valor; e.g., Safavian, 2019). Si se desatienden los factores generales y específicos de las creencias en torno a las expectativas y los valores, podemos crear dos lagunas críticas en la investigación.

Primero, tanto los componentes de las expectativas como los de los valores están altamente correlacionados. Los problemas de colinealidad surgen cuando se investigan estos componentes simultáneamente en un mismo modelo, distorsionando la relación de las creencias expectativa-valor con el rendimiento académico y el uso de estrategias de aprendizaje. Segundo, las investigaciones previas no han conseguido explicar adecuadamente la posible influencia de los factores generales y específicos en el aprendizaje matemático. Por tanto, no está claro si los factores generales o los específicos de las creencias expectativa-valor son más prominentes en el rendimiento académico y en el uso de estrategias de aprendizaje.

Los modelos bifactoriales brindan la posibilidad de abordar estas lagunas teóricas y metodológicas. No sólo resultan útiles para gestionar las fuertes correlaciones entre distintos componentes sino que además facilitan formas de comprobar las posibles

contribuciones de factores generales y específicos (Litalien et al., 2017; Rodriguez et al., 2016). Aunque muy pocos estudios han explorado la estructura bifactorial de las creencias expectativa-valor, los participantes suelen ser originarios de sociedades occidentales, educadas, industrializadas, ricas y democráticas (WEIRD, por su acrónimo en inglés; e.g., Fadda et al., 2020; Guo et al., 2016; Part et al., 2020). Se ha observado que los estudiantes muestran distintas creencias expectativa-valor en sociedades WEIRD y no WEIRD (King et al., 2018; King et al., 2021; Li et al., 2022; Wigfield et al., 2004). Mediante este estudio se amplía la investigación previa explorando si en países de sociedades no WEIRD puede identificarse la estructura bifactorial de las creencias expectativa-valor.

En general, en este estudio se explora si existe un ajuste adecuado de los modelos bifactoriales a las creencias expectativa-valor a través de medidas realizadas con el cuestionario MSLQ (Pintrich et al., 1991, 1993) en el contexto chino. El estudio tiene dos motivaciones principales. La primera es explorar si el modelo bifactorial se ajusta adecuadamente a las creencias expectativa-valor utilizando el cuestionario MSLQ. La segunda es analizar las posibles contribuciones de los factores generales y específicos al rendimiento matemático de los estudiantes y a su uso de estrategias de aprendizaje.

Revisión de la literatura

Teoría de la expectativa-valor

La teoría de la expectativa-valor es una teoría predominante en el área de la motivación, que propone que las expectativas individuales de éxito y los valores subjetivos de la tarea son los componentes centrales de la motivación académica (Eccles & Wigfield, 2020; Wigfield & Eccles, 2000). Las expectativas de éxito hacen referencia a las creencias individuales sobre su probable rendimiento en una tarea determinada, compuestas por las creencias del estudiante sobre sus aptitudes (Eccles et al., 1983). Muchos estudios revelan que autoeficacia, expectativa de éxito y autoconcepto son indistinguibles empíricamente (Bong, 2001; Eccles & Wigfield, 2020). Por tanto, autoeficacia y autoconcepto suelen utilizarse frecuentemente en la investigación sobre expectativas y valores para representar las expectativas de éxito de los estudiantes.

Los valores subjetivos de la tarea hacen referencia al disfrute individual y a la utilidad de la tarea e incluyen el valor intrínseco, valor utilitario, valor de logro y el coste (Wigfield & Eccles, 2000). El valor intrínseco se refiere al disfrute inherente obtenido al realizar la tarea. El valor utilitario está relacionado con la utilidad percibida de las tareas para alcanzar metas individuales futuras. El valor de logro es la percepción del individuo sobre la importancia relativa, personal o identitaria, para implicarse en la tarea. El último aspecto de los valores subjetivos de la tarea es el coste, que se conceptualiza como el coste (en términos de tiempo energía y emoción) de realizar una tarea.

Medición de las creencias expectativa-valor mediante el MSLQ

El cuestionario MSLQ (Pintrich et al., 1991) es uno de los instrumentos más utilizados para medir la motivación de los estudiantes y el uso que estos hacen de distintas estrategias de aprendizaje en diversos contextos y áreas del conocimiento (Duncan & McKeachie, 2005).

Algunos estudios han operacionalizado las creencias expectativa-valor basándose en el cuestionario MSLQ (e.g., Berger & Karabenick, 2011; Hilpert et al., 2013; Liem et al., 2008; Turner & Schallert, 2001). Por ejemplo, Hilpert et al. (2013) observaron que las creencias en torno a la autoeficacia y el control del aprendizaje utilizadas en el MSLQ pueden utilizarse para medir las creencias sobre las expectativas, mientras que las dimensiones orientación intrínseca a la meta y valor de la tarea pueden utilizarse para medir las creencias en torno a los valores.

Entre las creencias de expectativa que utilizamos en este estudio se incluyen la autoeficacia y las creencias de control del aprendizaje. La autoeficacia evalúa dos aspectos de la percepción de la capacidad, las expectativas de rendimiento y los juicios sobre la capacidad de organizar las líneas de acción necesarias para alcanzar ciertos logros (Bandura, 1997; Wigfield & Eccles, 2000). La autoeficacia es una creencia agencial que podría influir una poderosa influencia sobre las conductas de los estudiantes, en sus elecciones y en su rendimiento (Bandura, 2011). Algunos metaanálisis han revelado que la autoeficacia es uno de los predictores más potentes del rendimiento académico (Honicke & Broadbent, 2016; Richardson et al., 2012). Las creencias de control del aprendizaje hacen referencia a la percepción individual sobre el control que el individuo puede tener sobre el éxito o el fracaso en la tarea (Thompson, 2002; Weiner, 1992; Weiner et al., 1976). Bandura (1991, p. 72) debatió que 'las atribuciones de capacidad van acompañadas de fuertes creencias de autoeficacia'. Por tanto, las creencias de control sobre el aprendizaje pueden considerarse como la autoeficacia del estudiante en torno a si son capaces de controlar su rendimiento futuro. Numerosos estudios han señalado el papel fundamental de las creencias sobre el control para optimizar la autorregulación y el rendimiento de los estudiantes (Perry et al., 2001; Stupinsky et al., 2012). Por lo general, si los estudiantes creen que su esfuerzo puede alterar deliberadamente sus resultados académicos, tienden a estudiar estratégica y eficazmente, muestran mayores niveles de expectativas respecto a sus resultados y suelen alcanzar un mayor rendimiento (Findley & Cooper, 1983; Weiner, 2010).

Los valores subjetivos de la tarea analizados en este estudio incluyen la orientación intrínseca a las metas y el valor de la tarea. El primero, la orientación intrínseca a las metas hace referencia a la percepción del estudiante de estar participando en las tareas como un desafío, por curiosidad y para dominarlas (Pintrich et al., 1991). Su operacionalización pone de relieve el interés y el disfrute que el estudiante obtiene al realizar la tarea. En general, los estudiantes intrínsecamente motivados tienden a mostrar más confianza, suelen utilizar estrategias más sofisticadas y obtener mejor rendimiento (McWhaw & Abrami, 2001; Mills & Blankstein, 2000). El valor de la tarea se refiere a la evaluación que el estudiante realiza sobre la importancia y la utilidad de las tareas. En el MSLQ, el valor de la tarea incluye su valor intrínseco, el valor de logro y el valor utilitario (Wigfield & Eccles, 2020). Diversos estudios indican que los estudiantes que otorgan un valor elevado a sus actividades de aprendizaje exhiben mayor esfuerzo en su realización, se implican más profundamente y alcanzan un rendimiento más elevado (Fredricks & Eccles, 2002; Marchand & Gutierrez, 2016).

La relación entre las creencias expectativa-valor, el rendimiento matemático y el uso de estrategias de aprendizaje

Existe amplia evidencia que apunta a que las creencias expectativa-valor están vinculadas a los resultados relacionados con el rendimiento (Eccles & Wigfield, 2020; King

et al., 2021; Yeung et al., 2022). Por lo general, las expectativas de éxito se relacionan más estrechamente con el rendimiento, mientras que las creencias en torno al valor ejercen mayor influencia en los resultados relacionados con el estudio: elección, esfuerzo, persistencia y uso de estrategias de aprendizaje (Nagengast et al., 2011; Trautwein et al., 2012).

La relación entre las creencias expectativa-valor y el rendimiento matemático ha sido documentada exhaustivamente en muchos estudios en todos los niveles (e.g., Y. Jiang et al., 2018; Lee & Stankov, 2013; Putwain et al., 2019; Wang et al., 2022). Por ejemplo, basándose en las evaluaciones PISA, Lee and Stankov (2013) hallaron que las creencias sobre la capacidad (autoeficacia) mantenían una relación más fuerte con el rendimiento matemático que otras creencias de los estudiantes de secundaria. Y. Jiang et al. (2018) hallaron una relación positiva entre la autoeficacia y el valor de la tarea, por un lado, y la motivación académica en matemáticas y el rendimiento matemático de los estudiantes de secundaria, por otro. Y en un estudio longitudinal con estudiantes del último curso de primaria, Putwain et al. (2019) encontraron que las expectativas y los valores de logro de los estudiantes se relacionaban positivamente con el rendimiento matemático.

Los investigadores también han explorado la relación entre las creencias expectativa-valor y el uso de estrategias de aprendizaje en matemáticas por parte de los estudiantes (e.g., Berger & Karabenick, 2011; Chatzistamatiou et al., 2015). Por ejemplo, Berger and Karabenick (2011) observaron que la autoeficacia de los estudiantes de matemáticas de Grado 9 podía optimizar el uso de estrategias de elaboración y metacognición, mientras que las creencias en torno al valor influían significativamente en las estrategias de memorización y práctica. El estudio realizado por Chatzistamatiou et al. (2015) reveló que la autoeficacia, el valor de logro y el valor intrínseco se relacionaban positivamente con la memorización, la comprensión profunda, la metacognición y las estrategias de reflexión.

El enfoque bifactorial

Los modelos bifactoriales son apropiados para explorar constructos que están formados por múltiples dimensiones interrelacionadas pero diferenciadas y específicas, identificando un factor general y diversos factores específicos (Holzinger & Swineford, 1937). En los modelos bifactoriales, las varianzas se establecen en dos partes: (1) un factor general que estima la varianza compartida por todos los ítems y representa el constructo central general y (2) diversos factores específicos que estiman la varianza singular explicada por los ítems específicos más allá del factor general y que representan un constructo de un subdominio conceptualmente más específico (Rodríguez et al., 2016). El análisis bifactorial permite abordar la cuestión clave de las fuertes intercorrelaciones en las creencias expectativa-valor y ofrece distintas vías para explorar el papel de los factores general y los específicos en los resultados relacionados con el logro, tales como el rendimiento académico y el uso de estrategias de aprendizaje.

Algunos estudios previos han explorado la estructura bifactorial de las expectativas y los valores (e.g., Fadda et al., 2020; Guo et al., 2016; Part et al., 2020). Entre ellos, Fadda et al. (2020) encontraron que el modelo con un factor general de valor y nueve factores específicos representaba mejor la estructura factorial de los valores subjetivos

de la tarea. Además, observaron que las creencias globales sobre valores predecían las aspiraciones profesionales de los estudiantes, mientras que la variable expectativa de éxito era el predictor más potente del rendimiento. Sin embargo, estos estudios se basan en ejemplos de países con sociedades *WEIRD* como Alemania, Estados Unidos e Italia (Henrich et al., 2010). Cabe destacar que los investigadores han hallado diferencias entre las creencias expectativa-valor de estudiantes de países *WEIRD* y no *WEIRD*. Por ejemplo, Scholz et al. (2002) observaron que los estudiantes de sociedades no *WEIRD* exhibían niveles de autoeficacia relativamente más bajos que los de estudiantes de países *WEIRD*. Li and Fischer (2004), por su parte, observaron que los países con sociedades *WEIRD* mostraban mayor orientación intrínseca, mayor motivación por la curiosidad y mayor disfrute intrínseco. No obstante, se han realizado muy pocos estudios para explorar la estructura bifactorial de las creencias expectativa-valor en un contexto no occidental.

El presente estudio

Sobre la base de los estudios mencionados en las líneas anteriores, desarrollamos las dos hipótesis siguientes:

H1: El modelo bifactorial se ajusta adecuadamente a las creencias expectativa-valor medidas a través del cuestionario MSLQ. Sin embargo, investigaciones anteriores sobre el modelo bifactorial de las creencias expectativa-valor descubrieron que algunos aspectos no retenían su especificidad al tener en cuenta la varianza explicada por el factor general (e.g., Fadda et al., 2020; Part et al., 2020). Tras el reciente desarrollo del modelo bifactorial (S-1) estos resultados sugieren que algunos aspectos de las creencias expectativa-valor podrían seleccionarse como referencia para reflejar el significado del factor general (Eid et al., 2017; Heinrich et al., 2020). Por la naturaleza de los ítems del MSLQ, identificamos los siguientes factores: (1) un factor de expectativa general como referencia y el control del aprendizaje como factor específico y (2) un factor de valor general utilizando los valores de la tarea como aspecto de referencia y la orientación intrínseca a las metas como factor específico.

H2: Los factores generales y específicos de las creencias expectativa-valor se relacionan positivamente con el rendimiento matemático y con el uso de estrategias de aprendizaje.

En la [Figura 1](#) se presenta el modelo conceptual aplicado en nuestro estudio.

Métodos

Participantes

La muestra estaba compuesta por 563 estudiantes de secundaria de Grado 11, reclutados en China, que se preparaban para el examen de acceso a la universidad y cuyas asignaturas troncales incluían las matemáticas. El método de muestreo utilizado fue el de conveniencia. Todos los participantes eran habitantes de la provincia de Guangdong,

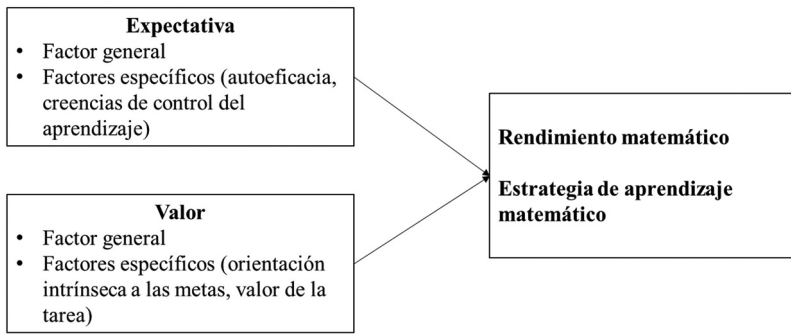


Figura 1. Modelo conceptual del presente estudio.

una provincia económicamente más avanzada que otras provincias del país. Por lo que respecta a su distribución, 53% eran hombres y 47% mujeres. La media de edad era de 17.12, con una *DT* de 0.48.

Procedimientos

De acuerdo con las directrices de la Comisión Internacional sobre Evaluación (International Test Commission, 2018) respecto a la adaptación de exámenes y pruebas, los ítems del MSLQ fueron traducidos al chino y se adaptaron a la asignatura de matemáticas bajo un enfoque tipo comité de gestión para lo que se aplicó un proceso de retraducción y reconciliación. En primer lugar, un investigador doctorando y un experto en medidas educativas realizó una traducción al chino de forma independiente. Después, se registraron las discrepancias, que fueron resueltas por un profesor de matemáticas. Por último, tras la correspondiente discusión entre los tres, se aprobó la versión final.

Medidas

En la [Tabla 1](#) se muestran las variables utilizadas en este estudio. Las variables expectativa, valor y estrategia de aprendizaje se extrajeron del MSLQ (Pintrich et al., 1991).

Expectativas

Las expectativas de éxito se midieron a través de la autoeficacia (e.g., ‘Creo que obtendré una puntuación excelente en matemáticas’) y de las creencias sobre el control del aprendizaje (e.g., ‘Si estudio de forma adecuada, podré aprender los contenidos del curso de matemáticas’).

Valor

Para medir el valor subjetivo de la tarea se recurrió a la orientación a las metas (e.g., ‘En la clase de matemáticas, prefiero los contenidos que realmente suponen un reto para mí y así puedo aprender cosas nuevas’) y al valor de la tarea. En el MSLQ, el valor de la tarea se midió mediante el valor intrínseco (e.g., ‘Estoy muy interesado/a en los

Tabla 1. Número de ítems, fiabilidad, media, *DT* y correlaciones bivariadas de las variables.

Variables	N	fiabilidad	Correlaciones bivariadas de las variables												
			1	2	3	4	5	6	7	8	9	10			
1.Orientación intrínseca a las metas	4	.85	—												
2.Valor de la tarea	6	.87	.66**	—											
3.Creencias de control del aprendizaje	4	.78	.43**	.51**	—										
4.Autoeficacia para el aprendizaje	7	.91	.64**	.69**	.50**	—									
5.Revisión	4	.81	.21**	.29**	.08	.25**	—								
6.Elaboración	5	.88	.54**	.61**	.32**	.62**	.49**	—							
7.Organización	4	.86	.31**	.40**	.12**	.41**	.61**	.66**	—						
8.Pensamiento crítico	5	.89	.56**	.52**	.28**	.56**	.29**	.68**	.45**	—					
9.Autorregulación metacognitiva	4	.78	.46**	.52**	.27**	.51**	.38**	.59**	.49**	.53**	—				
10. Rendimiento matemático	—	.93	.30**	.32**	.18**	.34**	.02	.24**	.09*	.21**	.28**	—			
Media	—	—	6.28	6.93	6.98	6.43	4.90	5.66	5.10	5.44	6.81	49.58			
<i>DT</i>	—	—	2.34	1.88	2.00	2.03	2.22	2.15	2.24	2.36	1.83	17.24			

Nota: ** $p < 0.01$; N = número de ítems; la fiabilidad se calculó mediante el coeficiente alfa de Cronbach; los valores de las variables se derivaron a partir de la media de los ítems en cada variable.

contenidos del curso de matemáticas'), el valor de logro (e.g., 'Para mí es importante aprender los contenidos del curso de matemáticas') y valor utilitario (e.g., 'Creo que para mí, es útil aprender los contenidos del curso de matemáticas'). Todos los ítems sobre las creencias expectativa-valor se respondieron sobre una escala tipo Likert de 11 puntos con etiquetas únicamente en los extremos: 0 ('totalmente en desacuerdo') y 10 ('totalmente de acuerdo').

Rendimiento matemático

Se utilizó una versión de prácticas del examen de acceso a la universidad del currículum nacional chino para medir el conocimiento básico de matemáticas de los estudiantes y sus habilidades matemáticas según los estándares curriculares (véase Tabla S2 en los Materiales Suplementarios con los contenidos incluidos en el examen). Entre los conocimientos matemáticos básicos se incluyen funciones, ecuaciones, desigualdades, cónicos, vectores y funciones trigonométricas, mientras que las habilidades matemáticas básicas incluyen pensamiento lógico, cálculo, pensamiento espacial, gestión de datos y destrezas de aplicación práctica (C. Jiang et al., 2019). Se comprobó la validez de la prueba en tres estadios. Primero se examinaron las características de la prueba para analizar en detalle su naturaleza, marco cognitivo, temas abordados y los requisitos cognitivos para cada tema. Después determinamos las áreas temáticas mediante la evaluación de cada ítem de la prueba. Por último desarrollamos 12 ítems de respuesta múltiple, cuatro preguntas de respuesta corta y cuatro preguntas abiertas. Se convirtieron las puntuaciones a una escala de 0 a 100. Esta prueba mostró una consistencia interna adecuada, con un valor α de Cronbach de .93.

Uso de estrategias de aprendizaje matemático

El uso de estrategias de aprendizaje matemático se midió mediante cinco subescalas: revisión (e.g., ‘Cuando estudio para las clases de matemáticas, leo mis apuntes de clase y las lecturas del curso una y otra vez’), elaboración (e.g., ‘Cuando estudio para las clases de matemáticas, reúno información de distintas fuentes, como clases, lecturas y las discusiones’), organización (e.g., preparo gráficos, tablas o diagramas sencillos para organizar el contenido del curso’), pensamiento crítico (e.g., ‘Considero los contenidos del curso como un punto de partida y trato de desarrollar mis propias ideas sobre ellos’) y autorregulación metacognitiva (e.g., ‘Si me resulta difícil entender los contenidos, cambio la forma de leerlos’). Todos los ítems relacionados con el uso de estrategias de aprendizaje se respondieron sobre una escala tipo Likert de 11 puntos, etiquetada únicamente en sus extremos como 0 (‘totalmente en desacuerdo’) y 10 (‘totalmente de acuerdo’).

Estudios anteriores indican que un factor general de estrategia podría dominar las cinco estrategias específicas de aprendizaje señaladas (Liu et al., 2019; Wang et al., 2021). Las correlaciones entre moderadas y fuertes identificadas entre estas estrategias de aprendizaje específicas también indicaban la existencia de un factor común subyacente. Por tanto, se aplicó la estrategia de agrupamiento de ítems para elaborar el factor estrategia de aprendizaje (Little et al., 2002), una estrategia ampliamente utilizada en la investigación de la psicopedagogía (e.g., Zimmer-Gembeck et al., 2006). En primer lugar se computaron las puntuaciones tomando la media de los ítems de cada subescala de estrategias de aprendizaje. Después se estimó la variable latente integrando las puntuaciones de las subescalas revisión, elaboración, organización, pensamiento crítico y autorregulación metacognitiva en el modelo de ecuaciones estructurales (SEM). La bondad del ajuste del modelo de uso de estrategias de aprendizaje en este estudio era aceptable: $RMSEA = .084$ (90% CI [.054, .116]), $CFI = .980$ y $TLI = .950$. Dado que el valor marginal del ajuste observado, sugerimos que futuros estudios deberían explorar este aspecto en mayor detalle.

Como se muestra en la [Tabla 1](#), el número de ítems para cada variable oscilaba entre cuatro y siete. Los valores del coeficiente alfa de Cronbach oscilaron entre .78 y .91, lo que indica un buen nivel de fiabilidad para cada variable. Otros índices estadísticos — media, desviación típica, mediana, moda, curtosis, asimetría, valores mínimo y máximo y correlaciones totales — se muestran en la [Tabla S1](#) del archivo Materiales Suplementarios.

Análisis de datos

Para alcanzar el primer objetivo de la investigación, exploramos la estructura factorial de las creencias expectativa-valor. Como se muestra en la [Figura 2](#), se investigaron tres modelos distintos con estimaciones de máxima probabilidad mediante el paquete Lavaan en Studio (Rosseel, 2012).

Como modelo base, se desarrolló un modelo de cuatro factores de primer orden correlacionados (M1) utilizando las creencias de control del aprendizaje, autoeficacia, orientación intrínseca a las metas y valor de la tarea.

A continuación se elaboró un modelo bifactorial tradicional (MS) con (1) un factor general de expectativa, acompañado de dos factores específicos (creencias de control del aprendizaje y autoeficacia) para las expectativas de éxito, y (2) un factor general de

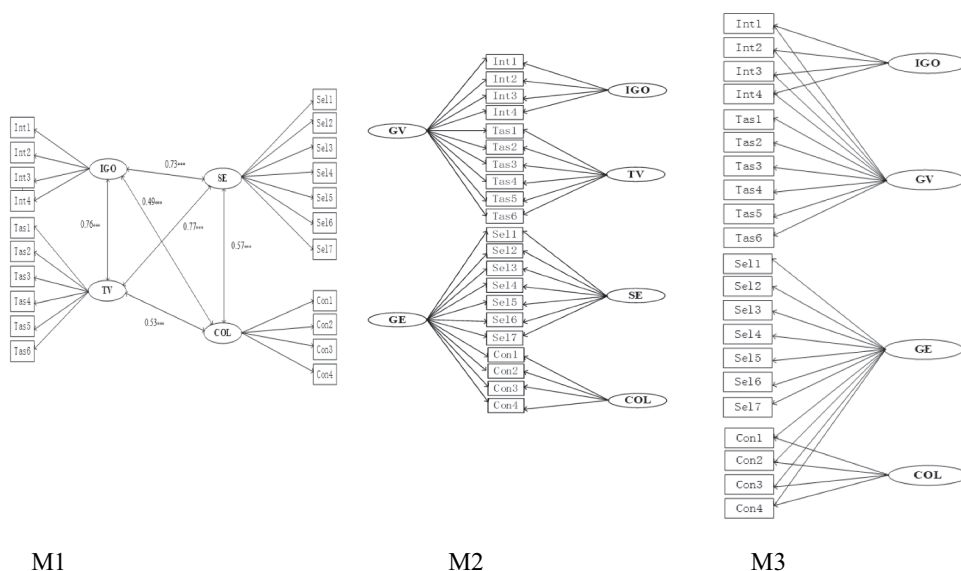


Figura 2. Modelo conceptual de M1-M3.

Nota: IGO = orientación intrínseca a las metas, TV = valor de la tarea, SE = autoeficacia, COL = control del aprendizaje, GV = factor general de valor, GE = factor general de expectativa. Se liberó la covarianza entre Sel 2 y Sel 4.

valor, acompañado de dos factores específicos (orientación intrínseca a las metas y valor de la tarea) para los valores subjetivos de la tarea, según los respectivos elementos de expectativas y valores.

También se elaboró un modelo bifactorial S-1 (M3) con (1) un factor general de expectativa especificando la autoeficacia como aspecto de referencia y las creencias de control del aprendizaje como factor específico y (2) un factor de valor general utilizando los valores de la tarea como aspecto de referencia y la orientación intrínseca a las metas como factor específico. Se elaboró este modelo bifactorial S-1 porque en investigaciones recientes se observó que algunos factores específicos podrían colapsar al intentar ajustar creencias expectativa-valor utilizando modelos bifactoriales tradicionales (Fadda et al., 2020; Part et al., 2020). Por ejemplo, Fadda et al. (2020) observaron que la importancia personal no retenía significado más allá del factor general de valor. Como explican Geiser et al. (2015, p. 14, traducción libre). ‘si uno o más factores específicos colapsan, el factor general se convierte en específico para el conjunto de indicadores para los que haya colapsado el factor o factores específicos’. En este sentido, se recomendó el modelo bifactorial S-1 para dotar al factor general de un significado nítido (Eid et al., 2017). Asimismo, Eid et al. (2017) proponen que este modelo bifactorial S-1 puede gestionar resultados anormales (e.g., un factor específico con una varianza estimada negativa).

Para seleccionar el mejor ajuste del modelo se recurrió a los índices de bondad de ajuste. El índice de ajuste comparativo (*CFI*) y el índice de Tucker-Lewis (*TLI*), mayores de .95 y .90 respectivamente, se consideraron bueno y aceptable, mientras que los valores *RMSEA* (menores de .06 y .08, respectivamente) se consideraron indicadores

de un ajuste bueno y aceptable (Marsh et al., 2005). Por otro lado, se calcularon los criterios de información de Akaike (AIC) y bayesiano (BIC) para seleccionar el mejor ajuste entre los tres modelos. Los valores más reducidos de AIC y BIC indicaban un mejor ajuste del modelo.

En el modelo que presentaba un mejor ajuste, se registraron las cargas factoriales de cada ítem y los coeficientes de fiabilidad asociados con cada factor. Cargas estandarizadas de .40 o superiores se consideraron significativas (Hair et al., 2010). Para valorar la fiabilidad de los factores generales y específicos en los modelos bifactoriales se calculó el coeficiente omega (ω), que con un valor superior a .7 reveló un nivel de fiabilidad aceptable (Rodríguez et al., 2016).

Para cumplir con el segundo objetivo de la investigación, se investigaron las contribuciones potenciales de los factores general y específicos al rendimiento matemático y al uso de estrategias de aprendizaje. El método de máxima probabilidad robusta (MLR) fue aplicado para explicar posibles ausencias de normalidad (Muthén & Muthén, 1998–2017).

Resultados

Análisis preliminares: Estadística descriptiva

En la [Tabla 1](#) se presentan las estadísticas descriptivas de las variables. La correlación para las variables de expectativa (i.e., autoeficacia y creencias de control del aprendizaje) era de .50 ($p < .01$) y para las variables de valor (i.e., orientación intrínseca a las metas y valor de la tarea), de .66 ($p < .01$). Las variables expectativa-valor se relacionaban positiva y significativamente con el rendimiento matemático y las estrategias de aprendizaje, excepto una ligera relación no significativa entre las creencias de control del aprendizaje y la revisión.

Modelo de medición: Modelo bifactorial 5-1 para las expectativas de éxito y los valores de la tarea

En la [Tabla 2](#) se muestran los índices de ajuste del modelo de los tres modelos considerados. Los valores de *AIC* y *BIC* indican que el tercer modelo M3 es el que mejor se ajusta a los datos, con los siguientes valores $RMSEA = .072$ (90% *CI* [.067, .079]), $CFI = .932$, y $TLI = .919$. El valor de *chi cuadrado* era significativo ($\Delta\chi^2 = 45$, $\Delta gl = 6$, $p < .001$), lo que indica que M3 se ajustaba mejor a los datos que M1.

En la [Tabla 3](#) se muestran las cargas factoriales estimadas de M3. Para los factores generales, los resultados sugieren un factor general de expectativa bien definido, con cargas factoriales estandarizadas que oscilan entre .40 y .88, excepto para el segundo ítem de control del aprendizaje ($\lambda = .25$), que presentaba una carga factorial mayor en el factor específico de las creencias de control del aprendizaje. Asimismo, las cargas factoriales estandarizadas de todos los ítems con los que se midió el factor general de valor sobrepasaron .4, oscilando entre .42 y .90. Para los factores específicos, aunque uno de los ítems presentaba una carga factorial menor en la orientación intrínseca a las metas ($\lambda = .37$), tanto las creencias de control del aprendizaje como la orientación

Tabla 2. Índices de ajuste para los tres modelos considerados.

Modelo	$\chi^2(g/l)$	RMSEA (90% CI)	CFI	TLI	AIC	BIC
M1: Cuatro factores correlacionados	540 (182)	.075 (.067, .082)	.924	.912	45,054	45,262
M2: Bifactorial			n/a			
M3: Bifactorial S-1	495 (176)	.072 (.064, .079)	.932	.919	45,000	45,234

Nota: n/a = Los resultados anómalos con factores específicos presentaban una varianza estimada negativa.

Tabla 3. Cargas factoriales estandarizadas para los factores de expectativa y de valor subjetivo de la tarea.

Ítems	Factor general Factor general de expectativa	Factores específicos Creencias de control del aprendizaje	Factor general Factor general de valor	Factores específicos Orientación intrínseca a las metas
Con1	.47	.32		
Con2	.25	.57		
Con3	.50	.66		
Con4	.40	.72		
Sel1	.72			
Sel2	.74			
Sel3	.58			
Sel4	.76			
Sel5	.79			
Sel6	.86			
Sel7	.88			
Int1			.69	.54
Int2			.58	.66
Int3			.58	.37
Int4			.51	.44
Tas1			.65	
Tas2			.42	
Tas3			.90	
Tas4			.83	
Tas5			.88	
Tas6			.56	
	$\omega = .90$	$\omega = .74$	$\omega = .91$	$\omega = .72$

Nota: ω = omega

intrínseca a las metas quedaron bien definidas, con cargas factoriales estandarizadas entre .57 y .72 y entre .44 y .66, respectivamente.

Los coeficientes de fiabilidad compuesta de los modelos indicaron un nivel de fiabilidad aceptable para los factores generales de expectativa ($\omega = .90$) y de valor ($\omega = .91$), así como para los factores específicos de control del aprendizaje ($\omega = .74$) y de orientación intrínseca a las metas ($\omega = .72$).

Modelo estructural: los vínculos entre los factores generales y específicos, por un lado, y el rendimiento matemático y el uso de estrategias de aprendizaje, por otro

El rendimiento matemático y el uso de estrategias de aprendizaje se incluyeron en el modelo bifactorial S1 para explorar la contribución de los factores generales y específicos al aprendizaje matemático. El modelo presentó un ajuste satisfactorio, con $RMSEA = .065$ (90% CI [.060, .071]), $CFI = .922$ y $TLI = .909$. En la [Tabla 4](#) se muestran los coeficientes de trayectorias del modelo estructural. En primer lugar,

Tabla 4. Coeficientes de trayectoria para el modelo estructural.

	Rendimiento matemático		Estrategia de aprendizaje matemático	
	β	<i>ET</i>	β	<i>ET</i>
Factor general de valor	.21**	.01	.49***	.06
Factor general de expectativa	.19*	.02	.32***	.09
Orientación intrínseca a las metas	.07	.18	.15**	.03
Creencias de control del aprendizaje	-.03	.50	-.15**	.08

Nota: Se registraron coeficientes estandarizados. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

tanto el factor general de valor como el de expectativa se relacionaban positivamente con el rendimiento matemático y con el uso de estrategias de aprendizaje. En segundo lugar, la contribución de los factores específicos de orientación intrínseca a las metas y de creencias de control del aprendizaje al rendimiento matemático no era significativa. En tercer lugar, el factor específico de orientación intrínseca a las metas se relacionaba positivamente con el uso de estrategias de aprendizaje, mientras que la relación entre las creencias de control del aprendizaje y el uso de estrategias de aprendizaje era negativa.

Discusión

Dada la multidimensionalidad de las creencias expectativa-valor descrita en investigaciones previas (e.g., Eccles & Wigfield, 2020), es esencial desasociar su generalidad y su especificidad y explorar sus respectivos vínculos con el rendimiento matemático y con las estrategias de aprendizaje. Al ajustar las medidas de las creencias expectativa-valor obtenidas mediante el cuestionario MSLQ, nuestros resultados demuestran que (1) tanto las creencias de expectativa como las de valor podrían desagregarse en factores generales y específicos. Para las creencias de expectativa, la autoeficacia se identifica como el aspecto de referencia que define el factor general de expectativa, mientras que las creencias de control del aprendizaje se revelaron como el factor específico. Para las creencias de valor, el valor de la tarea se identificó como el aspecto de referencia que refleja el factor general de valor, mientras que la orientación intrínseca a las metas se reveló como el factor específico; (2) los factores generales se relacionaban significativamente con el rendimiento matemático y con el uso de estrategias de aprendizaje; (3) los factores específicos mantenían una relación significativa con el uso de estrategias de aprendizaje, pero no con el rendimiento matemático.

Modelo bifactorial S-1 para las creencias de expectativa y valor

En primer lugar, nuestros resultados amplían la literatura existente sobre las creencias expectativa-valor revelando factores generales y específicos para ambas. Wigfield y Eccles (2000) propusieron teóricamente que las creencias sobre las habilidades podrían presentar cargas factoriales sobre un único factor a pesar de que estas se diferenciaran conceptualmente, y que podrían existir elementos de solapamiento entre los valores subjetivos de la tarea. Los resultados obtenidos con el modelo bifactorial S-1 presentan evidencia empírica del supuesto de esos autores y ofrecen un fuerte respaldo a la existencia de factores generales y específicos. La existencia de un factor general sugiere que los estudiantes tienen percepciones globales tanto respecto a las expectativas de éxito como a los valores subjetivos

de la tarea. Estos resultados ofrecen una respuesta a los de investigaciones previas que presentan altas correlaciones entre los distintos componentes (e.g., Gaspard et al., 2015). También corrobora empíricamente la propuesta de Eccles et al. (1983) de que los valores subjetivos de la tarea constituyen ‘el valor global de cualquier tarea’.

Asimismo, los resultados obtenidos con nuestra estructura bifactorial para las creencias expectativa-valor corroboran los resultados obtenidos con muestras de sociedades *WEIRD* (e.g., Fadda et al., 2020; Guo et al., 2016; Part et al., 2020). Investigaciones previas indican que tanto los estudiantes de sociedades *WEIRD* como los de sociedades no *WEIRD* tienden a presentar patrones distintos de creencias expectativa-valor. Por ejemplo, los estudiantes *WEIRD* tienden a presentar un nivel más elevado de expectativas de éxito que los de países no *WEIRD* (Schunk & Pajares, 2009). No obstante, la evidencia sobre su estructura factorial es escasa. Este resultado completa y amplía los de investigaciones anteriores puesto que revela la universalidad transcultural de la estructura factorial de las creencias expectativa-valor.

Nuestra investigación indica que la mayoría de los ítems presentan cargas factoriales significativas tanto en los factores generales como en los específicos. Este resultado sugiere que casi todos los ítems son manifestaciones tanto de factores generales como de específicos, lo que supone evidencia suficiente en apoyo de la multidimensionalidad de las creencias de expectativa-valor. Sin embargo, hay que señalar que las cargas factoriales de dos ítems en los factores específicos (i.e., ‘Lo que más me satisface del curso de matemáticas es tratar de comprender el contenido lo más detalladamente posible’ y ‘Cuando tengo la oportunidad, en la clase de matemáticas elijo aquellas tareas de las que puedo aprender, incluso si no tengo garantizada una buena nota’) eran relativamente bajas. Estos dos ítems suelen indicar que los estudiantes aprenden matemáticas para dominar la materia, lo que podría ser más central a las percepciones de las creencias generales de valor que al valor intrínseco específico.

En segundo lugar, presentamos un significado claro de los factores generales y específicos. El colapso de factores en investigaciones previas hizo que el significado de los factores generales fuese más ambiguo (Eid et al., 2018). Así pues, el modelo bifactorial S-1 amplía investigaciones previas sobre el binomio expectativa-valor en las que uno o más valores específicos desaparecían empíricamente (e.g., Fadda et al., 2020). Este estudio sugiere una solución posible al vincular el significado de los factores generales al aspecto de referencia (Burke & Johnston, 2020). Estadísticamente, el aspecto de referencia constituye la categoría de referencia para fines de identificación. Teóricamente, el significado del factor general se define mediante los ítems del aspecto de referencia (Eid et al., 2017). Cuando se seleccionó la autoeficacia como el aspecto de referencia y se analizó junto a las creencias de control de aprendizaje, las expectativas de rendimiento y las percepciones sobre la capacidad en tareas futuras constituían la parte central de las expectativas de éxito. Asimismo, cuando se especificó el valor de la tarea como aspecto de referencia y se analizó conjuntamente con el valor intrínseco, la importancia de la evaluación de los estudiantes sobre la importancia y utilidad de las tareas constituía la parte central de las creencias de valor.

Vínculos entre factores generales y específicos, por un lado, y el rendimiento académico y el uso de estrategias de aprendizaje, por otro

El enfoque bifactorial S-1 permite a los investigadores explorar las relaciones entre los factores generales y específicos y las variables de resultado, facilitando un conocimiento detallado de los vínculos existentes entre estos factores y el rendimiento matemático y el uso de estrategias de aprendizaje. En este estudio observamos que los factores generales se relacionaban significativamente con el rendimiento matemático y el uso de estrategias de aprendizaje, mientras que los factores específicos solo estaban vinculados con el uso de estrategias de aprendizaje pero no con el rendimiento matemático. Este resultado permite avanzar en la aplicación de escalas de expectativa-valor. En estudios anteriores, los investigadores tendían a utilizar las puntuaciones obtenidas con cada escala de creencias expectativa-valor de forma independiente (e.g., Jacobs et al., 2002), sin prestar atención al papel de las percepciones comunes de las creencias de expectativa-valor. En este estudio se desagregan las creencias expectativa-valor en factores generales y específicos y se identifica su relevancia en el aprendizaje de las matemáticas, mostrando la posibilidad y la necesidad de centrarse en factores generales y específicos de las creencias expectativa-valor.

Identificamos la influencia positiva de los factores generales de expectativa y de valor en el rendimiento matemático y en el uso de estrategias de aprendizaje, un resultado coherente con los de investigaciones anteriores (Wang & Eccles, 2013; Wigfield et al., 2015). El uso de estrategias de aprendizaje es un proceso arduo; los estudiantes que valoran las tareas dedicarían más tiempo utilizando distintas estrategias y lograrían un mayor éxito académico (Pintrich & Zusho, 2002). Por otro lado, los estudiantes con altas expectativas de éxito tienden a utilizar estrategias más profundas y sofisticadas (Berger & Karabenick, 2011). Así pues, reiteramos que, aunque en estudios previos se ha documentado la contribución de las creencias expectativa-valor al rendimiento académico y al uso de estrategias de aprendizaje, en estos estudios se extraen conclusiones en las que se pone de relieve el efecto dispar de cada dimensión (Chatzistamatiou et al., 2015; Putwain et al., 2019). Por tanto, este resultado subraya el uso potencial del marco bifactorial para explorar simultáneamente la contribución de los aspectos generales y específicos de las creencias expectativa-valor al rendimiento matemático y al uso de estrategias de aprendizaje.

También observamos que los factores específicos de las creencias relacionadas con la orientación intrínseca a las metas y el control del aprendizaje no influían significativamente en el rendimiento matemático ni en el uso de estrategias de aprendizaje tras controlar el efecto de los factores generales de valor y expectativa, lo que corrobora el papel predominante de las percepciones comunes de los estudiantes de las creencias expectativa-valor. Además, el factor específico orientación intrínseca a las metas se relacionaba positivamente con el uso de estrategias de aprendizaje, lo que corrobora los resultados de investigaciones anteriores que sugieren que el valor intrínseco se relaciona positivamente con el uso de estrategias de aprendizaje (Chatzistamatiou et al., 2015). No obstante, el factor específico de control del aprendizaje se correlacionaba negativamente con el uso de estrategias de aprendizaje. Suponemos que, tras tener en cuenta el solape entre el factor general y la autoeficacia, el resto de la varianza en las creencias de control del aprendizaje podría reflejar factores más incontrolables. Será necesario llevar a cabo

estudios adicionales para justificar el significado de los factores específicos y explorar si se reproduce la relación entre estos y el rendimiento matemático y el uso de estrategias de aprendizaje.

Implicaciones prácticas y metodológicas

Nuestros resultados tienen importantes implicaciones. Metodológicamente, nuestro estudio contribuye a la evidencia creciente en apoyo de la estructura bifactorial de las creencias expectativa-valor (Fadda et al., 2020; Guo et al., 2016; Part et al., 2020), brindando a los investigadores una vía para obtener las evaluaciones de la escala expectativa-valor en países orientales. Este resultado destaca la utilidad potencial del marco bifactorial para explorar simultáneamente el papel de aspectos generales y específicos de las creencias expectativa-valor y su influencia en el rendimiento matemático y el uso de estrategias de aprendizaje.

En la práctica, este estudio sugiere que los docentes deberían tratar de mejorar la confianza de los estudiantes en la realización de las tareas matemáticas, incrementar su interés en la materia y ayudarles a reconocer la importancia de las matemáticas, puesto que estas tienen efectos significativos en el rendimiento matemático y en el uso de estrategias de aprendizaje. Este resultado es particularmente útil para los docentes en primera línea, puesto que las creencias expectativa-valor son variables maleables, y pueden mejorarse mediante la intervención pedagógica. Por ejemplo, podrían utilizarse enfoques pedagógicos basados en la relevancia (escribir un texto o evaluar citas sobre la utilidad de las matemáticas) para mejorar las creencias de los estudiantes sobre sus competencias matemáticas (Brisson et al., 2017). Asimismo, nuestro estudio indica que tanto los factores generales de las creencias expectativa-valor como los específicos contribuyen al rendimiento matemático y al uso de estrategias de aprendizaje de los estudiantes. Los docentes deberían prestar atención al desarrollo de las creencias globales expectativa-valor de los estudiantes enfatizando la importancia de sus diversos aspectos.

Limitaciones y direcciones para investigaciones futuras

Es necesario señalar las limitaciones del presente estudio. En primer lugar, centramos nuestra atención en el MSLQ. En comparación con otros cuestionarios diseñados específicamente para medir las creencias expectativa-valor de los estudiantes (e.g., Eccles & Wigfield, 1995; Gaspard et al., 2015), el MSLQ no facilita una medición exhaustiva de estas creencias. Por ejemplo, la dimensión de coste no está incluida en el MSLQ. Por tanto, las conclusiones extraídas a partir de la estructura factorial observada deberían ser analizadas en futuros estudios con los cuestionarios establecidos para una medición completa de las creencias expectativa-valor.

En segundo lugar, nuestro estudio era de carácter transversal, lo que nos impide extraer conclusiones causales. En el futuro, deberían aplicarse diseños experimentales o longitudinales para confirmar si las creencias expectativa-valor ejercen efectos a largo plazo en el rendimiento matemático y en el uso de estrategias de aprendizaje.

En tercer lugar, y a pesar de que los criterios de carga factorial y de bondad de ajuste se utilizan ampliamente en los estudios de psicopedagogía contemporáneos, sigue existiendo el riesgo de una especificación incorrecta del modelo. Por tanto,

reconocemos que los resultados de nuestro estudio deberían ser interpretados con precaución y animamos a futuros estudios a analizarlos con modelos analíticos más avanzados (e.g., ESEM bifactoriales, Morin et al., 2020) y una muestra de mayor tamaño.

En cuarto lugar, hay que tener en cuenta que el modelo bifactorial tradicional (e.g., M2) arrojó resultados anómalos según los cuales algunos factores específicos presentaban estimaciones de varianza negativas. Investigaciones anteriores sugieren que las estimaciones de varianza negativa (i.e., casos de Heywood) no son desconocidas en los modelos bifactoriales y se consideran un signo de una especificación incorrecta del modelo (Eid et al., 2017; Heinrich et al., 2020). Las estimaciones de varianza negativas ocurrieron principalmente cuando se analizaron los datos más unidimensionales utilizando modelos bifactoriales, lo que sugiere una posible sobre-extracción de factores (Liu & Thompson, 2021). Por tanto, se adoptó el modelo bifactorial S-1 para analizar las creencias de expectativa y valor y dejar la autoeficacia y los valores de la tarea como aspectos de referencia que cargaban únicamente en el factor general (Heinrich et al., 2020). Animamos a que futuros estudios reproduzcan nuestra investigación para comprobar si se mantienen los resultados con otras muestras distintas.

En quinto lugar, la selección de la muestra se realizó en la provincia de Guangdong, una provincia China económicamente avanzada. Debería explorarse la posibilidad de generalización de los resultados utilizando datos recabados en otras regiones del país.

Conclusión

Tanto las expectativas de éxito como los valores subjetivos de la tarea pueden desagregarse en factores generales y factores específicos que representan la multidimensionalidad de estos constructos. Observamos que los factores generales de expectativa y de valor, más allá de los factores específicos de la orientación intrínseca a las metas y las creencias de control del aprendizaje, mantienen una relación significativa con el rendimiento matemático y con el uso de estrategias de aprendizaje. Estos resultados aportan nuevos conocimientos con los que los investigadores pueden modelar las creencias de expectativa y valor con modelos bifactoriales y demostrar la importancia de fomentar las percepciones comunes de los estudiantes respecto a sus creencias de expectativa y valor.

Disclosure statement / Conflicto de intereses

No potential conflict of interest was reported by the authors. / *Los autores no han referido ningún potencial conflicto de interés en relación con este artículo.*

ORCID

Faming Wang  <http://orcid.org/0000-0001-7144-2939>

Ronnel B. King  <http://orcid.org/0000-0003-1723-1748>

Shing on Leung  <http://orcid.org/0000-0002-0962-339X>

References / Referencias

- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. Freeman.
- Bandura, A. (1991). Self-regulation of motivation through anticipatory and self-reactive mechanisms. In R. A. Dienstbier (Ed.), *Nebraska symposium on motivation: Vol. 38. Perspectives on motivation* (pp. 69–164). University of Nebraska Press.
- Bandura, A. (2011). Social cognitive theory. In P. A. M. van Lange, A. W. Kruglanski, & E. T. Higgins (Eds.), *Handbook of social psychological theories* (pp. 349–373). Sage Publications.
- Berger, J. L., & Karabenick, S. A. (2011). Motivation and students' use of learning strategies: Evidence of unidirectional effects in mathematics classrooms. *Learning and Instruction, 21*(3), 416–428. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2010.06.002>
- Bong, M. (2001). Role of self-efficacy and task-value in predicting college students' course performance and future enrollment intentions. *Contemporary Educational Psychology, 26*(4), 553–570. <https://doi.org/10.1006/ceps.2000.1048>
- Brisson, B. M., Dicke, A. L., Gaspard, H., Häfner, I., Flunger, B., Nagengast, B., & Trautwein, U. (2017). Short intervention, sustained effects: Promoting students' math competence beliefs, effort, and achievement. *American Educational Research Journal, 54*(6), 1048–1078. <https://doi.org/10.3102/0002831217716084>
- Burke, J. D., & Johnston, O. G. (2020). The bifactor S-1 model: A psychometrically sounder alternative to test the structure of ADHD and ODD? *Journal of Abnormal Child Psychology, 48*(7), 911–915. <http://dx.doi.org/10.1007/s10802-020-00645-4>
- Cai, Y., King, R. B., & McInerney, D. M. (2022). The concurrent trajectories of utility value, metacognitive strategy use, and achievement. *The Journal of Experimental Education, 1*–22. <https://doi.org/10.1080/00220973.2022.2053496>
- Chatzistamatiou, M., Dermitzaki, I., Efklides, A., & Leondari, A. (2015). Motivational and affective determinants of self-regulatory strategy use in elementary school mathematics. *Educational Psychology, 35*(7), 835–850. <https://doi.org/10.1080/01443410.2013.822960>
- Duncan, T. G., & McKeachie, W. J. (2005). The making of the motivated strategies for learning questionnaire. *Educational Psychologist, 40*(2), 117–128. https://doi.org/10.1207/s15326985ep4002_6
- Eccles, J. S., Adler, T. F., Futterman, R., Goff, S. B., Kaczala, C. M., Meece, J. L., & Midgley, C. (1983). Expectancies, values, and academic behaviors. In J. T. Spence (Ed.), *Expectancies, values, and academic behaviors* (pp. 75–146). Freeman.
- Eccles, J. S., & Wigfield, A. (1995). In the mind of the actor: The structure of adolescents' achievement task values and expectancy-related beliefs. *Personality and Social Psychology Bulletin, 21*(3), 215–225. <https://doi.org/10.1177/0146167295213003>
- Eccles, J. S., & Wigfield, A. (2020). From expectancy-value theory to situated expectancy-value theory: A developmental, social cognitive, and sociocultural perspective on motivation. *Contemporary Educational Psychology, 61*, Article101859. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2020.101859>
- Eid, M., Geiser, C., Koch, T., & Heene, M. (2017). Anomalous results in G-factor models: Explanations and alternatives. *Psychological Methods, 22*(3), 541–562. <https://doi.org/10.1037/met0000083>
- Eid, M., Krumm, S., Koch, T., & Schulze, J. (2018). Bifactor models for predicting criteria by general and specific factors: Problems of nonidentifiability and alternative solutions. *Journal of Intelligence, 6*(3), 42. Article 42. <https://doi.org/10.3390/jintelligence6030042>
- Fadda, D., Scalas, L. F., Morin, A. J. S., Marsh, H. W., & Gaspard, H. (2020). Value beliefs about math: A bifactor-ESEM representation. *European Journal of Psychological Assessment, 36*(2), 259–268. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000513>
- Findley, M. J., & Cooper, H. M. (1983). Locus of control and academic achievement: A literature review. *Journal of Personality and Social Psychology, 44*(2), 419–427. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.44.2.419>

- Fredricks, J. A., & Eccles, J. S. (2002). Children's competence and value beliefs from childhood through adolescence: Growth trajectories in two male-sex-typed domains. *Developmental Psychology*, 38(4), 519–533. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.38.4.519>
- Gaspard, H., Dicke, A. L., Flunger, B., Schreier, B., Häfner, I., Trautwein, U., & Nagengast, B. (2015). More value through greater differentiation: Gender differences in value beliefs about math. *Journal of Educational Psychology*, 107(3), 663–677. <https://doi.org/10.1037/edu0000003>
- Geiser, C., Bishop, J., & Lockhart, G. (2015). Collapsing factors in multitrait-multimethod models: Examining consequences of a mismatch between measurement design and model. *Frontiers in Psychology*, 6. Article946. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.00946>
- Guo, J., Nagengast, B., Marsh, H. W., Kelava, A., Gaspard, H., Brandt, H., Cambria, J., Flunger, B., Dicke, A., Häfner, I., Brisson, B., & Trautwein, U. (2016). Probing the unique contributions of self-concept, task values, and their interactions using multiple value facets and multiple academic outcomes. *AERA Open*, 2(1), 1–20. <https://doi.org/10.1177/2332858415626884>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Prentice Hall.
- Heinrich, M., Zagorscak, P., Eid, M., & Knaevelsrud, C. (2020). Giving G a meaning: An application of the bifactor-(S-1) approach to realize a more symptom-oriented modeling of the Beck depression inventory–II. *Assessment*, 27(7), 1429–1447. <https://doi.org/10.1177/1073191118803738>
- Henrich, J., Heine, S., & Norenzayan, A. (2010). Most people are not WEIRD. *Nature*, 466(7302), 29. <https://doi.org/10.1038/466029a>
- Hilpert, J. C., Stempien, J., van der Hoeven Kraft, K. J., & Husman, J. (2013). Evidence for the latent factor structure of the MSLQ: A new conceptualization of an established questionnaire. *SAGE Open*, 3(4), 1–10. <https://doi.org/10.1177/2158244013510305>
- Holzinger, K. J., & Swineford, F. (1937). The Bi-factor method. *Psychometrika*, 2(1), 41–54. <https://doi.org/10.1007/BF02287965>
- Honnicke, T., & Broadbent, J. (2016). The influence of academic self-efficacy on academic performance: A systematic review. *Educational Research Review*, 17, 63–84. <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2015.11.002>
- International Test Commission. (2018). ITC guidelines for translating and adapting tests. *International Journal of Testing*, 18(2), 101–134. <https://doi.org/10.1080/15305058.2017.1398166>
- Jacobs, J. E., Lanza, S., Osgood, D. W., Eccles, J. S., & Wigfield, A. (2002). Changes in children's self-competence and values: Gender and domain differences across grades one through twelve. *Child Development*, 73(2), 509–527. <https://doi.org/10.1111/1467-8624.00421>
- Jiang, C., Kim, D. H., Wang, C., & Wang, J. (2019). Premises and challenges of high-stakes examinations: National higher education entrance examination mathematics test scores in China. *Journal of Applied Educational and Policy Research*, 4(1), 1–21. <https://journals.charlotte.edu/jaep/article/view/768>
- Jiang, Y., Rosenzweig, E. Q., & Gaspard, H. (2018). An expectancy-value-cost approach in predicting adolescent students' academic motivation and achievement. *Contemporary Educational Psychology*, 54, 139–152. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2018.06.005>
- King, R. B., Cai, Y., & Du, H. (2021). Societal-level utility value strengthens the relationship between student-level utility value and achievement: A person-culture fit perspective. *British Journal of Educational Psychology*, 91(1), 328–346. <https://doi.org/10.1111/bjep.12354>
- King, R. B., McInerney, D. M., & Pitliya, R. J. (2018). Envisioning a culturally imaginative educational psychology. *Educational Psychology Review*, 30(3), 1031–1065. <https://doi.org/10.1007/s106480189440z10311065>
- Lee, J., & Stankov, L. (2013). Higher-order structure of noncognitive constructs and prediction of PISA 2003 mathematics achievement. *Learning and Individual Differences*, 26, 119–130. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2013.05.004>
- Liem, A. D., Lau, S., & Nie, Y. (2008). The role of self-efficacy, task value, and achievement goals in predicting learning strategies, task disengagement, peer relationship, and achievement

- outcome. *Contemporary Educational Psychology*, 33(4), 486–512. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2007.08.001>
- Li, J., & Fischer, K. W. (2004). Thought and affect in American and Chinese learners' beliefs about learning. In D. Y. Dai, & R. J. Sternberg (Eds.), *Motivation, emotion, and cognition: Integrative perspectives on intellectual functioning and development* (pp. 385–418). Erlbaum.
- Li, J., King, R. B., & Wang, C. (2022). Profiles of Motivation and engagement in foreign language learning: Associations with emotional factors, academic achievement, and demographic features. *System*, 102820. <https://doi.org/10.1016/j.system.2022.102820>
- Litalien, D., Morin, A. J. S., Gagné, M., Vallerand, R. J., Losier, G. F., & Ryan, R. M. (2017). Evidence of a continuum structure of academic self-determination: A two-study test using a bifactor-ESEM representation of academic motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 51, 67–82. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2017.06.010>
- Little, T. D., Cunningham, W. A., Shahar, G., & Widaman, K. F. (2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 151–173. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_1
- Liu, Y., & Thompson, M. S. (2021). General factor mean difference estimation in bifactor models with ordinal data. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 28(3), 423–439. <https://doi.org/10.1080/10705511.2020.1833732>
- Liu, J., Xiang, P., McBride, R., & Chen, H. (2019). Psychometric properties of the Cognitive and Metacognitive Learning Strategies Scales among preservice physical education teachers: A bifactor analysis. *European Physical Education Review*, 25(3), 616–639. <https://doi.org/10.1177/1356336X18755087>
- Marchand, G. C., & Gutierrez, A. P. (2016). Processes involving perceived instructional support, task value, and engagement in graduate education. *The Journal of Experimental Education*, 85(1), 87–106. <https://doi.org/10.1080/00220973.2015.1107522>
- Marsh, H. W., Hau, K.-T., & Grayson, D. (2005). Goodness of Fit in Structural Equation Models. In A. Maydeu-Olivares, & J. J. McArdle (Eds.), *Contemporary psychometrics: A festschrift for Roderick P. McDonald* (pp. 275–340). Erlbaum.
- McWhaw, K., & Abrami, P. C. (2001). Student goal orientation and interest: Effects on students' use of self-regulated learning strategies. *Contemporary Educational Psychology*, 26(3), 311–329. <https://doi.org/10.1006/ceps.2000.1054>
- Mills, J. S., & Blankstein, K. R. (2000). Perfectionism, intrinsic vs extrinsic motivation, and motivated strategies for learning: A multidimensional analysis of university students. *Personality and Individual Differences*, 29(6), 1191–1204. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00003-9](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00003-9)
- Morin, A. J. S., Myers, N. D., & Lee, S. (2020). Modern factor analytic techniques: Bifactor models, exploratory structural equation modeling (ESEM) and bifactor-ESEM. In G. Tenenbaum, & R. C. Eklund (Eds.). *Handbook of sport psychology* (4th ed., pp. 1044–1073). Wiley.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998–2017). *Mplus user's guide*. Muthén & Muthén.
- Nagengast, B., Marsh, H. W., Scalas, L. F., Xu, M. K., Hau, K. T., & Trautwein, U. (2011). Who took the “x” out of expectancy-value theory? A psychological mystery, a substantive-methodological synergy, and a cross-national generalization. *Psychological Science*, 22(8), 1058–1066. <https://doi.org/10.1177/0956797611415540>
- Part, R., Perera, H. N., Marchand, G. C., & Bernacki, M. L. (2020). Revisiting the dimensionality of subjective task value: Towards clarification of competing perspectives. *Contemporary Educational Psychology*, 62, 101875. Article101875. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2020.101875>
- Perry, R. P., Hladkyj, S., Pekrun, R. H., & Pelletier, S. T. (2001). Academic control and action control in the achievement of college students: A longitudinal field study. *Journal of Educational Psychology*, 93(4), 776–789. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-0663.93.4.776>
- Pintrich, P. R., Smith, D. A. F., Garcia, T., & McKeachie, W. J. (1991). *A manual for the use of the Motivated Strategies for Learning Questionnaire (MSLQ)*. National Center for Research to Improve Postsecondary Teaching and Learning, The University of Michigan.

- Pintrich, P. R., Smith, D. A. F., Garcia, T., & McKeachie, W. J. (1993). Reliability and predictive validity of the Motivated Strategies for Learning Questionnaire (MSLQ). *Educational and Psychological Measurement*, 53(3), 801–813. <https://doi.org/10.1177/0013164493053003024>
- Pintrich, P. R., & Zusho, A. (2002). The development of academic self-regulation: The role of cognitive and motivational factors. In A. Wigfield, & J. Eccles (Eds.), *Development of achievement motivation* (pp. 249–284). Academic Press.
- Putwain, D. W., Nicholson, L. J., Pekrun, R., Becker, S., & Symes, W. (2019). Expectancy of success, attainment value, engagement, and achievement: A moderated mediation analysis. *Learning and Instruction*, 60, 117–125. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2018.11.005>
- Richardson, M., Abraham, C., & Bond, R. (2012). Psychological correlates of university students' academic performance: A systematic review and meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 138(2), 353–387. <https://doi.org/10.1037/a0026838>
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Statistical indices evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137–150. <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Safavian, N. (2019). What makes them persist? Expectancy-value beliefs and the math participation, performance, and preparedness of hispanic youth. *AERA Open*, 5(3), 2332858419869342. <https://doi.org/10.1177/2332858419869342>
- Scholz, U., Doña, B. G., Sud, S., & Schwarzer, R. (2002). Is general self-efficacy a universal construct? Psychometric findings from 25 countries. *European Journal of Psychological Assessment*, 18(3), 242–251. <https://doi.org/10.1027/1015-5759.18.3.242>
- Schunk, D. H., & Pajares, F. (2009). Self-efficacy theory. In K. Wentzel, & A. Wigfield (Eds.), *Handbook of motivation at school* (pp. 35–53). Routledge.
- Stupinsky, R. H., Perry, R. P., Hall, N. C., & Guay, F. (2012). Examining perceived control level and instability as predictors of first-year college students' academic achievement. *Contemporary Educational Psychology*, 37(2), 81–90. <http://dx.doi.org/10.1016/j.cedpsych.2012.01.001>
- Thompson, S. C. (2002). The role of personal control in adaptive functioning. In C. R. Snyder, & S. J. Lopez (Eds.), *Handbook of positive psychology* (pp. 202–213). Oxford University Press.
- Trautwein, U., Marsh, H. W., Nagengast, B., Lüdtke, O., Nagy, G., & Jonkmann, K. (2012). Probing for the multiplicative term in modern expectancy–value theory: A latent interaction modeling study. *Journal of Educational Psychology*, 104(3), 763–777. <https://doi.org/10.1037/a0027470>
- Turner, J. E., & Schallert, D. L. (2001). Expectancy–value relationships of shame reactions and shame resiliency. *Journal of Educational Psychology*, 93(2), 320–329. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.93.2.320>
- Wang, M. T., & Eccles, J. S. (2013). School context, achievement motivation, and academic engagement: A longitudinal study of school engagement using a multidimensional perspective. *Learning and Instruction*, 28, 12–23. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2013.04.002>
- Wang, F., King, R. B., & Leung, S. O. (2022). Why do East Asian students do so well in mathematics? A machine learning study. *International Journal of Science and Mathematics Education*, 1–21. <https://doi.org/10.1007/s10763-022-10262-w>
- Wang, F., Leung, S. O., & Jiang, C. (2021). Psychometric Properties of Cognitive and Metacognitive Learning Strategies Scale Among Chinese Senior Secondary School Students. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 39(6), 761–771. <https://doi.org/10.1177/07342829211011806>
- Weiner, B. (1992). *Human motivation: Metaphors, theories, and research*. Sage Publications.
- Weiner, B. (2010). The development of an attribution-based theory of motivation: A history of ideas. *Educational Psychologist*, 45(1), 28–36. <https://doi.org/10.1080/00461520903433596>
- Weiner, B., Nierenberg, R., & Goldstein, M. (1976). Social learning (locus of control) versus attributional (causal stability) interpretations of expectancy of success. *Journal of Personality*, 44(1), 52–68. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1976.tb00583.x>

- Wigfield, A., & Eccles, J. S. (2000). Expectancy-value theory of achievement motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 25(1), 68–81. <https://doi.org/10.1006/ceps.1999.1015>
- Wigfield, A., & Eccles, J. S. (2020). 35 Years of research on students' subjective task values and motivation: A look back and a look Forward. In A. Elliot (Ed.), *Advances in motivation science* (Vol. 7, pp. 162–193). Elsevier.
- Wigfield, A., Eccles, J. S., Fredricks, J., Simpkins, S., Roeser, R., & Schiefele, U. (2015). Development of achievement motivation and engagement. In R. Lerner, M. Lamb, & C. Garcia Coll (Eds.), *Handbook of child psychology and developmental science* (7th ed., pp. 657–700). Wiley.
- Wigfield, A., Eccles, J. S., & Möller, J. (2020). How dimensional comparisons help to understand linkages between expectancies, values, performance, and choice. *Educational Psychology Review*, 32(3), 657–680. <https://doi.org/10.1007/s10648-020-09524-2>
- Wigfield, A., Tonks, S. M., & Eccles, J. S. (2004). Expectancy value theory in cross-cultural perspective. In D. McInerney, & S. van Etten (Eds.), *Research on sociocultural influences on motivation and learning* (pp. 165–198). Information Age Publishers.
- Yeung, S. S., King, R. B., Nalipay, M. J. N., & Cai, Y. (2022). Exploring the interplay between socioeconomic status and reading achievement: An expectancy-value perspective. *British Journal of Educational Psychology*, e12495. Article. <https://doi.org/10.1111/bjep.12495>
- Zimmer-Gembeck, M. J., Chipuer, H. M., Hanisch, M., Creed, P. A., & McGregor, L. (2006). Relationships at school and stage-environment fit as resources for adolescent engagement and achievement. *Journal of Adolescence*, 29(6), 911–933. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2006.04.008>