

## 学业鼓励量表在大学生中的信、效度检验

唐辉

肇庆学院，肇庆

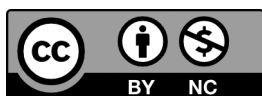
**摘要** | 为检验10条目版学业鼓励量表在中国大学生群体中的心理测量学特性，采用方便取样法从广东省两所大学分两次共抽取1458名大学生（样本1： $N=791$ ；样本2： $N=607$ ）完成学业鼓励量表、综合相对自主性指数、简式坚毅量表的坚持努力分量表和学习投入量表。结果显示，学业鼓励量表在大学生群体中呈现出清晰的两因子结构（关注挑战和潜能的鼓励），但是与鼓励两因子模型等价的鼓励二阶因子模型更优，两条二阶因子负荷非常高（ $\lambda > 0.88$ ）；总量表和分维度的内部一致性信度良好（ $\alpha = 0.86 \sim 0.94$ ）；学业鼓励、关注挑战和潜能的鼓励均与自主学习动机、坚持努力和学习投入呈显著正相关，说明效标关联效度良好；自主学习动机、坚持努力和学习投入的方差主要由关注挑战和潜能的鼓励的共同成分所解释（76.9% ~ 78.3%），进一步支持鼓励二阶因子模型的合理性。这些结果表明，学业鼓励量表的信、效度良好，可以用于评估我国大学生在学业领域所感知到的鼓励。

**关键词** | 学业鼓励；信度；效度；自主学习动机；坚持努力；学习投入

Copyright © 2026 by author (s) and SciScan Publishing Limited

This article is licensed under a [Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/).

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>



### 1 引言

大学提供各种挑战和机遇帮助学生发现和发挥自己的潜能。在这个过程中，鼓励有助于引导大学生直面挑战，帮助他们认识和发挥自己的潜能（Wong, Cheng et al., 2019），也有助于培育他们的心理资源，促进其积极发展（Sweeney, 2009）。Adler（1956）最早提出鼓励这一概念，他认为鼓励是个人成长和发展的核心因素，也是任何心理治疗的核心特征。Wong（2015）则将鼓励定义为通过语言和其他符号表征向他人传递肯定性信息，增强和提升他人的勇气、自信、抱负、希望感或坚

毅。Wong等人基于鼓励的肯定性和动机性成分开发了10条目版学业鼓励量表，测量大学生在学业情境中所感知的关注挑战和潜能的鼓励。关注挑战的鼓励通过注入信心、勇气和力量帮助个体应对学业挑战，关注潜能的鼓励帮助个体发现自己的潜能并追求更高的目标（Wong, Cheng et al., 2019）。在美国大学生中的研究结果显示，学业鼓励量表的两因子模型（见图1 b）拟合良好且优于单因子模型（见图1 a）。此外，感知到的关注挑战和潜能的鼓励越多，学生们的希望感、学校联结感和学业自我效能感也越高，这说明学业鼓励量表具有良好的效标关联效度（Wong, Cheng et al., 2019）。

基金项目：广东省哲学社会科学规划2023年度学科共建项目（GD23XJY96）。

作者简介：唐辉，肇庆学院副教授，博士，研究方向：积极心理学。

文章引用：唐辉. (2026). 学业鼓励量表在大学生中的信、效度检验. *中国心理学前沿*, 8(4), 575-583.

<https://doi.org/10.35534/pc.0804088>

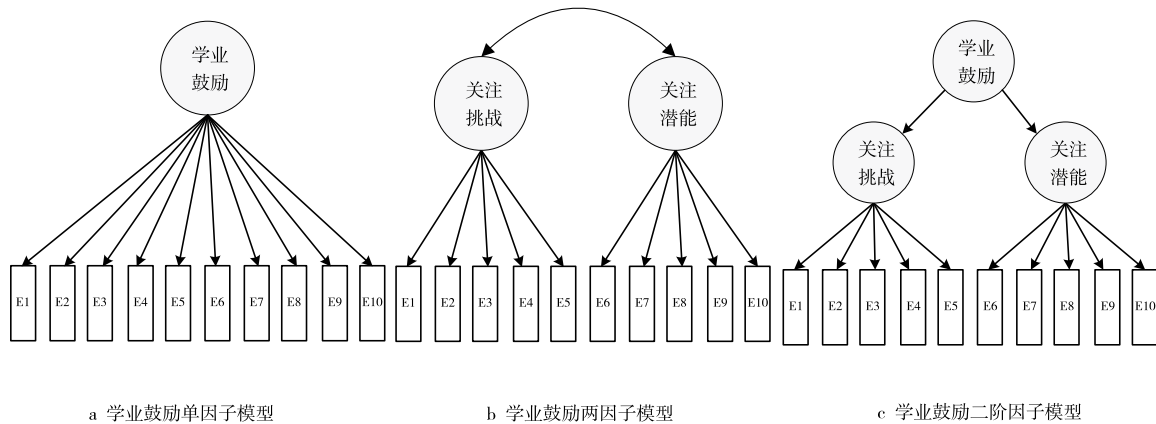


图1 学业鼓励测量模型

Figure 1 Measurement model of academic encouragement

学业鼓励量表为研究和测量学业鼓励提供有效的工具。但是，该量表源于西方情境，其结构与内涵在中国大学生中仍需进一步检验，现有研究结论存在不一致。一些研究报告了学业鼓励量表在中国青少年和大学生样本中的信、效度 (Mu et al., 2021; Tang et al., 2021)，他们的研究结果初步支持学业鼓励两因子模型 (关注挑战和潜能的鼓励)。相反，在中国大学生和研究生群体中的研究结果并不支持学业鼓励两因子模型 (Qin et al., 2023)。

在量表使用方面，一些研究者使用分量表得分 (Mu et al., 2021; Tang et al., 2021; Wong, Cheng, et al., 2019)。他们采用多元回归分析或结构方程模型同时将关注挑战和潜能的鼓励放入模型进行分析，结果显示：关注挑战的鼓励通过学校联结感提高学业自我效能，而关注潜能的鼓励通过希望感提高学业自我效能 (Wong, Cheng, et al., 2019)；关注挑战的鼓励预测大学生的希望感，而关注潜能的鼓励则预测大学生的感恩、学校联结感和青少年的学业成绩 (Mu et al., 2021; Tang et al., 2021)。关注挑战和潜能的鼓励之间的相关较高，这种方法可能存在缺陷，可能产生多重共线性问题。共同性分析 (Commonality Analysis) 能更全面揭示学业鼓励与效标变量的关系 (Nimon, 2010; Nimon et al., 2008)。该方法通过分解每个预测变量的独特效应和共同效应来分解方差 ( $R^2$ )。如图2所示，独特效应 (U1和U2) 反映单个自变量独立解释效标变量方差的大小，共同效应 (C) 则反映效标变量的方差由多个自变量重合部分所共同解释的部分。因此，共同性分析可作为评估不同预测变量对特定效标变量的相对重要性的方法。

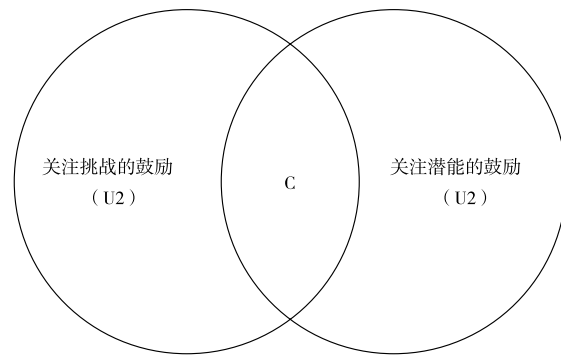


图2 共同性分析概念示意图

Figure 2 Schematic diagram of commonality analysis

学业鼓励通过传递肯定性信息激发学生的动机，培养学生的内部资源 (Sweeney, 2009; Wong, 2015; Wong et al., 2020)。根据学习要求—资源模型，学业鼓励可以看作是给学习者提供支持和帮助的学习资源，有助于学习者达成学习目标，减轻学习要求所引发的身心消耗，促进学生的积极发展 (Bakker et al., 2023)。以往研究表明，学业鼓励与学习投入 (Tang et al., 2021)、坚持努力 (Tang et al., 2023) 和学习动机 (Khan, 2013) 呈正相关。鉴于此，本研究选取学习投入、自主学习动机和坚持努力作为学业鼓励的效标指标，并考察关注挑战和潜能的鼓励的独特成分和重叠成分对学习投入、自主学习动机和坚持努力的预测作用。

一些研究者也使用学业鼓励量表总分 (Hsu et al., 2021; Tang, Datu, et al., 2023)。从理论上讲，鼓励是不同于表扬、工具支持、言语劝说的整体或高阶概念

(Wong, 2015), 包括关注挑战和潜能的鼓励两个一阶因子。有研究者认为一阶模型并不是严格意义的测量模型(Reise et al., 2010)。因此, 本研究在检验学业鼓励两因子模型的基础上, 继续考察学业鼓励二阶因子模型(见图1c)的适用性。具体假设如下: (1) 在大学生样本中, 学业鼓励量表信度良好; (2) 学业鼓励两因子模型和二阶因子模型均拟合良好; (3) 学业鼓励与学习投入、自主学习动机和坚持努力均呈显著正相关; (4) 本研究开放性探索关注挑战和潜能的鼓励的独特成分和重叠成分对学习投入、自主学习动机和坚持努力的预测作用, 不作假设。

## 2 研究方法

### 2.1 研究对象

样本1: 采用方便取样法, 邀请广东省两所大学的855名大学生通过问卷星填写学业鼓励量表、综合相对自主性指数和人口学信息(如性别、年龄、年级、专业和父母的最高受教育程度)。剔除未通过检测认真作答题目和明显规律作答的问卷后, 最终获得有效问卷791份, 有效率为92.51%。有效填答者中, 男生257人, 女生534人; 年龄介于17~26岁, 平均年龄为 $20.43 \pm 1.48$ 岁; 大一185人, 大二225人, 大三247人, 大四134人; 文科433人, 理工科238人, 音体美等术科120人; 父母最高教育程度为高中及以下的学生594人, 父母大专及以上学历的学生197人。

样本2: 采用方便取样法, 邀请广东省两所大学的650名大学生通过问卷星填写学业鼓励量表、简式坚毅量表的坚持努力分量表、学习投入量表和人口学信息(如性别、年龄、年级、专业、兄弟姐妹情况和父母的最高受教育程度)。根据参与者的作答情况, 最终获得有效问卷607份, 有效率为93.38%。有效样本中, 男生208人, 女生399人; 年龄介于17~25岁, 平均年龄为 $19.83 \pm 1.53$ 岁; 大一209人, 大二191人, 大三202人; 文科361人, 理工科190人, 音体美等术科56人; 汉族584人, 少数民族23人; 独生子女133人, 非独生子女474人; 父母最高教育程度为高中及以下的学生483人, 父母大专及以上学历的学生124人。

### 2.2 研究工具

#### 2.2.1 学业鼓励量表

采用Wong和Cheng等人(2019)编制, Tang等人(2021)翻译的学业鼓励量表测量大学生感知到的学业鼓励。该量表共10个项目, 包括关注挑战的鼓励(如, “当我怀疑自己的学习能力时, 我信任的人鼓励我要相信自己”)和关注潜能的鼓励(如, “我信任的人留意到我的学业表现优秀, 并鼓励我树立远大的理想, 追求更高的目标”)两个分量表。采用6点计分(1 = 非常不

符合, 6 = 非常符合), 得分越高说明学生感知到的学业鼓励越多。

#### 2.2.2 综合相对自主性指数

采用Sheldon等人(2017)开发, 周佳敏(2021)翻译的中文版综合相对自主性指数(Comprehensive Relative Autonomy Index, CRAI)测量学生的自主学习动机。该量表包括六个分量表, 即零动机(Amotivation)、外部调节(External regulation)、负向内摄调节(Negative introjected regulation)、正向内摄调节(Positive introjected regulation)、认同调节(Identified regulation)和内在调节(Intrinsic regulation)。每个分量表均由4个题目进行测量, 采用5点计分(1 = 完全不符合, 5 = 非常符合)。在本研究中, 各分量表克隆巴赫 $\alpha$ 系数为0.66~0.90。本研究参考Sheldon等人(2017)和Yang等人(2018)的做法, 自主学习动机综合得分为自主动机(内在调节、认同调节和正向内摄调节)与受控动机(负向内摄调节、外部调节和零动机)的差值。得分越高, 表示自主学习动机水平越高。

#### 2.2.3 简式坚毅量表—坚持努力分量表

使用Duckworth和Quinn(2009)编制, Zhong等人(2018)翻译的简式坚毅量表的坚持努力分量表测量坚持努力倾向。该分量表共4个条目(如, “挫折不会使我气馁”), 采用5点计分(1 = 完全不像我, 5 = 完全像我)。得分越高, 表示坚持努力程度越高。在本研究中, 坚持努力的克隆巴赫 $\alpha$ 系数为0.72。

#### 2.2.4 学习投入量表

使用由Schaufeli(2002)编制, Tang等人(2021)翻译的学习投入量表测量学习投入。该量表包括活力、奉献、专注三个分量表, 共9个条目(如, “学习时, 我感到充满能量”), 采用7级计分(0 = 没有, 6 = 总是)。该量表也可以计算量表总分, 得分越高说明学习投入程度越高。在本研究中, 总量表的克隆巴赫 $\alpha$ 系数为0.94。

### 2.3 数据分析策略

#### 2.3.1 描述性统计和正态分布检验

使用SPSS 27.0报告描述性统计量, 并对学业鼓励量表的10个项目进行Kolmogorov-Smirnov(K-S)正态性检验。

#### 2.3.2 信度分析

本研究报告学业鼓励总量表、关注挑战和潜能的鼓励分量表的克隆巴赫 $\alpha$ 系数评估量表的内部一致性。根据Cicchetti和Sparrow(1990)的研究,  $\alpha$ 系数在0.70至0.79之间表示可接受, 0.80至0.89之间表示良好,  $\geq 0.90$ 表示优秀。

#### 2.3.3 结构效度分析

本研究使用验证性因素分析对单因子模型、两因

子模型（关注挑战和潜能的鼓励）和二阶因子模型进行检验，如图1所示。单因子模型和两因子模型由Wong和Cheng等人（2019）提出。二阶因子模型使用一个二阶学业鼓励因子去解释2个一阶因子（关注挑战和潜能的鼓励）之间的相关。在本研究中，两因子模型和二阶模型是等价的。二阶模型必须限定2条二阶因子负荷相等，该模型才能识别（王孟成，2014）。基于K-S正态性检验结果（见表1），本研究使用处理非正态数据最常用的MLM估计（Maximumlikelihood parameter estimates with standard errors and a mean-adjusted chi-square test statistic）进行参数估计。验证性因素分析的拟合指数通过比较拟合指数（Comparative Fit Index, CFI）、Tucker-Lewis指

数（Tucker-Lewis index, TLI）和近似误差均方根（Root Mean Square Error of Approximation, RMSEA）进行评估。CFI和TLI值大于0.95，且RMSEA小于0.05表明模型拟合良好；CFI和TLI指数大于0.90，RMSEA小于0.08则表明模型拟合可接受（侯杰泰等，2004；王孟成，2014）。鉴于卡方检验对样本量敏感，本研究使用CFI和RMSEA的变化量（ $\Delta CFI$ 和 $\Delta RMSEA$ ）比较嵌套模型。根据Chen（2007）的研究，若增加限制模型的 $\Delta CFI$ 增加大于0.01且 $\Delta RMSEA$ 降低小于0.015，则表明简约模型拟合更好。此外，当二阶因子负荷较高，且二阶模型的拟合并未显著恶化，才能得到二阶模型优于一阶模型的结论（侯杰泰等，2004；王孟成，2014）。

表1 学业鼓励量表的描述性统计结果

Table 1 Descriptive statistical results and factor loading of the Academic Encouragement Scale

条目	样本1				样本2			
	M	SD	K-S	$\lambda$	M	SD	K-S	$\lambda$
E1	4.66	0.95	0.23***	0.75***	4.62	1.04	0.27***	0.81***
E2	4.62	0.94	0.25***	0.82***	4.53	1.01	0.24***	0.87***
E3	4.48	0.96	0.22***	0.82***	4.50	1.00	0.24***	0.85***
E4	4.53	0.92	0.23***	0.78***	4.52	0.99	0.24***	0.83***
E5	4.75	0.94	0.24***	0.80***	4.67	1.00	0.26***	0.82***
E6	4.36	1.01	0.20***	0.76***	4.38	1.09	0.23***	0.85***
E7	4.47	1.06	0.22***	0.81***	4.38	1.09	0.22***	0.85***
E8	4.47	1.05	0.23***	0.69***	4.45	1.05	0.23***	0.75***
E9	4.04	1.14	0.19***	0.76***	4.06	1.14	0.19***	0.76***
E10	4.57	1.00	0.24***	0.72***	4.52	1.00	0.24***	0.68***

注：K-S为K-S正态性检验的统计量；\*\*\* $p < 0.001$ 。

### 2.3.4 效标关联效度

本研究报告了学业鼓励、关注挑战和潜能的鼓励与各效标指标的相关系数。本研究还将学业鼓励量表的最佳测量模型纳入两个独立的结构方程模型来检验学业鼓励与自主学习动机、学业投入和坚持努力的关系。在自主学习动机预测模型中，因变量为自主学习动机，为显变量。在学习投入和坚持努力预测模型中，因变量为学习投入（3个维度）和持续努力（4个条目），均为潜变量。以上两个模型均使用稳健极大似然估计（MLM）进行参数估计。本研究采用Cohen（1988）提出的标准对相关系数进行评估：大于0.50为强相关，0.30至0.50为中等相关，小于0.30为弱相关。

本研究使用SPSS 27.0进行一系列回归分析，考察关注挑战和潜能的鼓励对自主学习动机、学习投入和坚持努力的预测作用。其中，自变量为关注挑战和潜能的鼓励，因变量分别为自主学习动机、学习投入和坚持努力。本研究还使用R语言软件包“yhat”<sup>[28]</sup>进行一系列共同性分析，分析关注挑战和潜能鼓励的独特成分与重叠成分对自主学习动机、学习投入和坚持努力的预测作

用。本研究报告关注挑战和潜能的鼓励的独特成分与重叠成分解释结果变量的 $R^2$ 和 $R^2$ 比例： $R^2$ 大于25%为强效应，>9%为中等效应，>1%为弱效应，<1%可忽略不计（Cohen，1988）。

## 3 研究结果

### 3.1 描述性统计分析

表1呈现了学业鼓励量表各条目的平均数和标准差。K-S正态检验结果显示，在样本1和样本2中，各条目的得分分布均不符合正态分布。

### 3.2 信度分析结果

在样本1中，学业鼓励量表及分量表的Cronbach系数 $\alpha$ 分别为0.89，0.86和0.92，信度良好；在样本2中，学业鼓励量表及其分量表的Cronbach系数 $\alpha$ 分别为0.92，0.90和0.94，信度非常好。

### 3.3 结构效度分析

如表2所示，在样本1和样本2中，单因子模型的拟合指数不理想（RMSEA > 0.08）。两因子和二阶因子模

型为等价模型，他们的拟合指标尚可接受（CFI和TLI > 0.90, RMSEA < 0.08），明显优于单因子模型（ $\Delta CFI_{\text{样本1}} = 0.048$ ,  $\Delta CFI_{\text{样本2}} = 0.044$ ;  $\Delta RMSEA_{\text{样本1}} = -0.031$ ,  $\Delta RMSEA_{\text{样本2}} = -0.035$ ）。在两因子模型中，各条目的因

素负荷均高于0.67，如表1所示，但是关注挑战和潜能的鼓励之间的相关分别为0.84和0.87。在二阶因子模型中，学业鼓励的2条二阶因子负荷较高（ $\lambda = 0.89 \sim 0.97$ ），因此最优模型为二阶因子模型。

表2 学业鼓励量表各测量模型的拟合指标

Table 2 Fit indices of measurement models of the academic encouragement scale

模型	$\chi^2$	df	CFI	TLI	RMSEA (90% CI)
样本 1					
单因子模型	322.41	35	0.909	0.883	0.102 [0.092-0.112]
两因子模型	168.65	34	0.957	0.944	0.071 [0.060-0.082]
二阶因子模型	168.65	34	0.957	0.944	0.071 [0.060-0.082]
样本 2					
单因子模型	231.80	35	0.928	0.908	0.096 [0.085-0.108]
两因子模型	110.02	34	0.972	0.963	0.061 [0.048-0.074]
二阶因子模型	110.02	34	0.972	0.963	0.061 [0.048-0.074]

### 3.4 效标关联效度

如表3和表4所示，学业鼓励总分和各维度得分均与自主学习动机、学习投入和坚持努力得分呈显著正相关，为低至中等程度相关。结构方程建模结果显示，自主学习动机预测模型（ $\chi^2 = 188.43$ ,  $df = 43$ ,  $CFI = 0.956$ ,  $TLI = 0.944$ ,  $RMSEA = 0.043$ ）和学习投入、坚持努力预测模型（ $\chi^2 = 241.55$ ,  $df = 115$ ,  $CFI = 0.974$ ,  $TLI = 0.969$ ,  $RMSEA = 0.065$ ）拟合良好。如图3和图4所示，学业鼓励均正向预测自主学习动机（ $\beta = 0.39$ ,  $p < 0.001$ ）、学习投入（ $\beta = 0.32$ ,  $p < 0.001$ ）和坚持努力（ $\beta = 0.36$ ,  $p < 0.001$ ）。

回归分析结果如表5所示，关注挑战和潜能的鼓励均正向预测自主学习动机，解释12.6%变异量。但是，关注潜能的鼓励（而不是关注挑战的鼓励）正向预测学习投入，它们共同解释8.2%变异量。类似地，关注潜能的鼓励（而不是关注挑战的鼓励）正向预测坚持努力，它们共同解释7.3%变异量。进一步的共同性分析结果如表5所示，自主学习动机（9.8%）、学习投入（6.4%）和坚持努力（5.6%）的大部分变异量（76.9%~78.3%）由关注挑战和潜能的鼓励的重叠成分所解释，为弱到中等效应。相反，关注挑战和潜能的鼓励对自主学习动机、学习投入和坚持努力的独特解释量均小于2.2%，效应比较弱。

表3 学业鼓励与自主学习动机的相关矩阵

Table 3 Correlation matrix of academic encouragement and autonomous study motivation

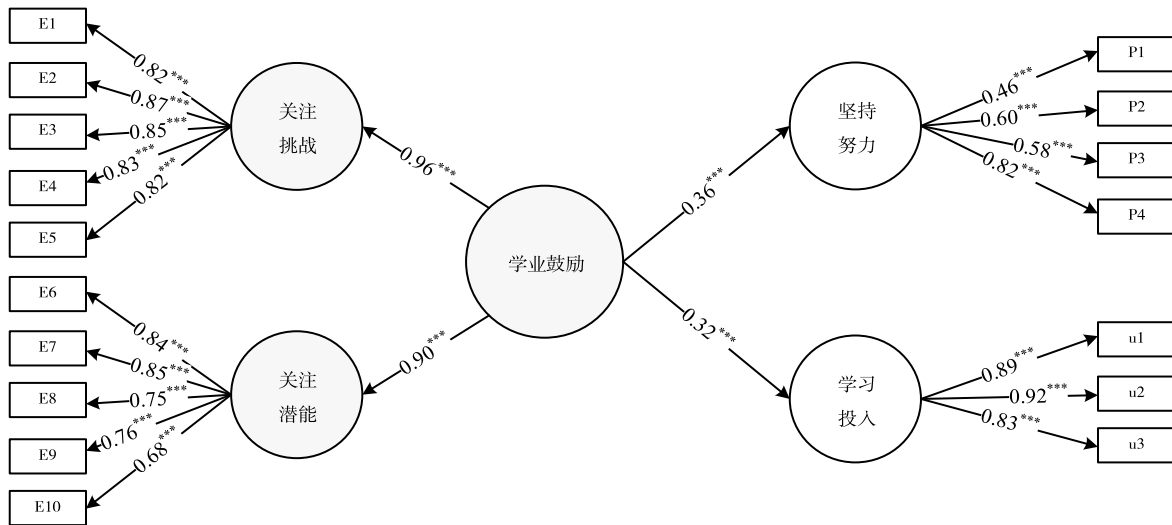
变量	M	SD	1	2	3	4
1. 学业鼓励	4.50	0.76	1			
2. 关注挑战的鼓励	4.61	0.79	0.93***	1		
3. 关注潜能的鼓励	4.46	0.83	0.95***	0.79***	1	
4. 自主学习动机	1.85	2.29	0.36***	0.33***	0.35***	1

注：\*\*\*  $p < 0.001$ 。

表4 学业鼓励、学习投入和坚持努力的相关矩阵

Table 4 Correlation matrix of academic encouragement, academic engagement and perseverance of effort

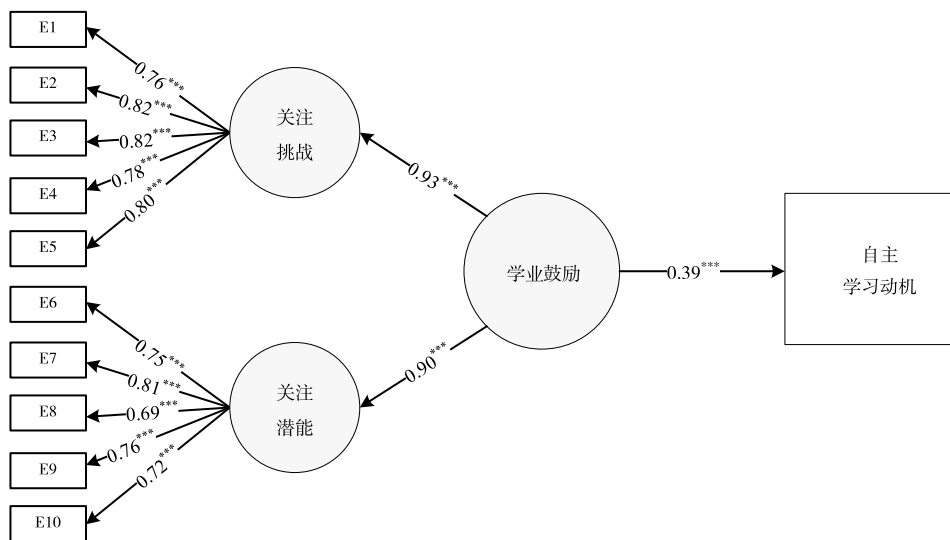
变量	M	SD	1	2	3	4
1. 学业鼓励	4.46	0.84	1			
2. 关注挑战的鼓励	4.57	0.88	0.94***	1		
3. 关注潜能的鼓励	4.36	0.90	0.95***	0.79***	1	
4. 学习投入	3.33	0.93	0.29***	0.26***	0.28***	1
5. 坚持努力	3.30	0.68	0.27***	0.25***	0.27***	0.51***



注：\*\*\*  $p < 0.001$ 。

图3 学业鼓励预测自主学习动机模型估计结果

Figure 3 Model estimation results of academic encouragement predicting autonomous study motivation



注：\*\*\*  $p < 0.001$ 。

图4 学业鼓励预测学习投入和坚持努力模型估计结果

Figure 4 Model estimation results of academic encouragement predicting academic engagement and perseverance of effort

表5 回归分析和共同性分析结果

Table 5 Results of regression analysis and commonality analysis

因变量	预测变量	共同性分析			回归分析	
		共同性系数 ( $R^2$ )	$R^2$	比例 (%)	$\beta$	$R^2$
自主学习动机	CFE	0.007	0.126	5.9	0.14*	0.126
	PFE	0.021		16.6	0.24***	
	CFE & PFE	0.098		77.5		

续表

因变量	预测变量	共同性分析			回归分析	
		共同性系数 ( $R^2$ )	$R^2$	比例 (%)	$\beta$	$R^2$
坚持努力	CFE	0.003	0.073	4.7	0.10	0.073
	PFE	0.014		18.5		
	CFE & PFE	0.056		76.9		
学习投入	CFE	0.006	0.082	7.0	0.12	0.082
	PFE	0.012		14.7		
	CFE & PFE	0.064		78.3		

注：CFE 为关注挑战的鼓励，PFE 为关注潜能的鼓励；\* $p < 0.05$ ，\*\* $p < 0.01$ ，\*\*\* $p < 0.001$ 。

## 4 讨论

本研究在两个大学生样本中再次检验学业鼓励量表的心理测量学特性，为其在中国文化下的适用性提供了新证据。总体而言，10条目版学业鼓励量表具有良好的心理测量学特性。在结构效度方面，学业鼓励两因子模型在大学生样本中的拟合指标可接受，与原量表的理论框架相符，即包括关注挑战和潜能的鼓励 (Wong et al., 2019)。在与两因子模型等价的学业鼓励二阶因子模型中，学业鼓励因子的两条二阶因子负荷非常高 ( $\lambda = 0.89 \sim 0.97$ )。这表明学业鼓励二阶因子模型更优。此外，学业鼓励总量表和分量表的信度均良好。这些结果表明，关注挑战和潜能的鼓励共同构成整体的学业鼓励，学业鼓励量表也可以计算量表总得分。

在效标效度方面，学业鼓励量表总分和分量表得分与学习投入和坚持努力均呈正相关，与前人 (Tang et al., 2021; Tang, Datu et al., 2023) 的研究结果一致。这些结果说明，鼓励可以看作是积极的外部资源 (Bakker et al., 2023; Ryan & Deci, 2017)。学生感知到的学业鼓励越多，他们的学习投入和持续努力程度也越高。本研究结果还显示，学业鼓励与自主学习动机呈正相关，为鼓励的核心成分是动机激发提供初步证据支持 (Wong, 2015)。这一结果也拓展了自我决定理论，将自主学习动机的预测变量从自主支持、学业支持拓展到学业鼓励 (Ryan & Deci, 2017)。

本研究的贡献在于运用共同性分析分离了关注挑战和潜能的鼓励预测自主学习动机、学习投入和坚持努力的独特效应与组合效应。由于关注挑战和潜能的鼓励存在高相关，多元回归分析的估计值可能不稳定 (Nimon, 2010; Nimon et al., 2008)。在本研究中，关注挑战和潜能的鼓励均正向预测自主学习动机，关注潜能的鼓励 (而不是关注挑战的鼓励) 正向预测学习投入和坚持努力。共同性分析通过检验关注挑战和潜能的鼓励的独特和重叠部分对自主学习动机、学习投入和坚持努力的预测作用，有效解决了多重共线性问题。共同性分析结果显示：自主学习动机、学习投入和坚持努力的方差主要由关注挑战和潜能的鼓励的重叠部分解释 (76.9% ~ 78.3%)。关注挑战和潜能的鼓励对自主学习

动机、学习投入和坚持努力的独特解释效应比较弱。这一结果与理论预期一致，因为关注挑战和潜能的鼓励可能都包含促进洞察力、肯定潜能、增强信心和表达关心等内容 (Wong et al., 2025)。这也说明并非某种鼓励类型更具预测力，它们的共同成分是预测自主学习动机、学习投入和坚持努力的最佳指标。这一结果也进一步支持学业鼓励二阶因子模型和使用量表总分的合理性。

## 5 结论

本研究在大学生样本中考察学业鼓励量表的信度、结构效度和效标关联效度。结果显示：(1) 学业鼓励量表在我国大学生群体中呈现出清晰的两因子结构 (关注挑战和潜能的鼓励) 和学业鼓励二阶因子结构，信度良好；(2) 量表总分和分量表得分与学习投入、自主学习动机和坚持努力呈得分显著正相关，关注挑战和潜能的鼓励的共同成分对学习投入、自主学习动机和坚持努力的预测力最强，效标效度良好；(3) 研究者使用学业鼓励量表时，可以计算各分量表得分，也可以计算量表总分。

## 参考文献

- [1] 侯杰泰, 温忠麟, 成子娟. (2004). *结构方程模型及其应用*. 教育科学出版社.
- [2] 王孟成. (2014). *潜变量建模与Mplus应用·基础篇*. 重庆大学出版社.
- [3] 周佳敏. (2021). *学业鼓励与大学生自我决定学习动机的关系: 学业兴趣的中介效应*(学位论文). 肇庆学院.
- [4] Adler A. (1956). *The individual psychology of Alfred Adler: A systematic presentation in selections from his writings*. Basic Books.
- [5] Bakker A B, Demerouti E & Sanz-Vergel A. (2023). Job demands-resources theory: Ten years later. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 10, 25-53.
- [6] Chen F F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504.

- [7] Cicchetti D V & Sparrow S S. (1990). Assessment of adaptive behavior in young children. In J J Johnson & J Goldman (Eds.), *Handbook of mental retardation* (pp. 173–196). Pergamon Press.
- [8] Cohen J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates.
- [9] Duckworth A L & Quinn P D. (2009). Development and validation of the short grit scale (Grit–S). *Journal of Personality Assessment*, 91(2), 166–174.
- [10] Hsu H Y, L Y, Dugger S & Jones J. (2021). Exploring the relationship between student–perceived faculty encouragement, self–efficacy, and intent to persist in engineering programs. *European Journal of Engineering Education*, 46(5), 1–17.
- [11] Khan A. (2013). Predictors of positive psychological strengths and subjective well–being among North Indian adolescents: Role of mentoring and educational Encouragement. *Social Indicators Research*, 114(3), 1285–1293.
- [12] Mu W, Chen Z & Duan W. (2021). An extended evaluation of Academic Encouragement Scale for adolescents. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 39(3), 332–345.
- [13] Nimon K. (2010). Regression commonality analysis: Demonstration of an SPSS solution. *Multiple Linear Regression Viewpoints*, 36(1), 10–17.
- [14] Nimon K, Lewis M, Kane R & Haynes R M. (2008). An R package to compute commonality coefficients in the multiple regression case: an introduction to the package and a practical example. *Behavior Research Methods*, 40(2), 457–466.
- [15] Nimon K F & Oswald F L. (2013). Understanding the results of multiple linear regression: Beyond standardized regression coefficients. *Organizational Research Methods*, 16(4), 650–674.
- [16] Qin R, Wang X Q, Li S J, Liu M F & Ye B J. (2023). Reliability and construct validity of a simplified Chinese language version of Academic Encouragement Scale for Chinese undergraduates and postgraduates. *Current Psychology*, 42(18), 15412–15421.
- [17] Reise S P, Moore T M & Haviland M G. (2010). Bifactor models and rotations: Exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. *Journal of Personality Assessment*, 92(6), 544–559.
- [18] Ryan R M & Deci E L. (2017). *Self–determination theory: Basic psychological needs in motivation, development, and wellness*. The Guilford Press.
- [19] Schaufeli W B, Salanova M, Gonz á lez–Rom á V & Bakker A B. (2002). The measurement of engagement and burnout: A two sample confirmatory factor analytic approach. *Journal of Happiness Studies*, 3(1), 71–92.
- [20] Sheldon K M, Osin E N, Gordeeva T O, Suchkov D D & Sychev O A. (2017). Evaluating the dimensionality of self–determination theory’s relative autonomy continuum. *Personality & Social Psychology Bulletin*, 43(9), 1215–1238.
- [21] Sweeney T J. (2009). *Adlerian counseling and psychotherapy: A practitioner’s approach* (5th ed.). Taylor & Francis.
- [22] Tang H, Datu J A D, Liu Z, Shen J & Xing Q. (2023). The engaged lives of encouraged students: Academic encouragement, grit and academic engagement in Chinese first year undergraduate students. *Current Psychology*, 42(23), 19526–19536.
- [23] Tang H, Huo Z, Liu C, Liu Z & Wong Y J. (2021). Psychometric properties of the Academic Encouragement Scale among Chinese university students. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 39(2), 258–263.
- [24] Wong Y J. (2015). The psychology of encouragement: Theory, research, and applications. *The Counseling Psychologist*, 43(2), 178–216.
- [25] Wong Y J, Cheng H L, McDermott R C, Deng K & McCullough K M. (2019). I believe in You! Measuring the experience of encouragement using the Academic Encouragement Scale. *The Journal of Positive Psychology*, 14(6), 820–828.
- [26] Wong Y J, Li J, Cheng H L & McDermott R C. (2025). The anatomy of encouragement: Addressing the what, why, when, who, and for whom of encouragement messages. *Journal of Prevention and Health Promotion*, 26(4), 560–590
- [27] Wong Y J, Zounlom è N O O, Goodrich Mitts N & Murphy E. (2020). You can do it! An experimental evaluation of an encouragement intervention for female students. *The Journal of Positive Psychology*, 15(4), 427–437.
- [28] Yang Y, Zhang Y & Sheldon K M. (2018). Self–determined motivation for studying abroad predicts lower culture shock and greater well–being among international students: The mediating role of basic psychological needs satisfaction. *International Journal of Intercultural Relations*, 63, 95–104.
- [29] Zhong C, Wang M C, Shou Y, Ren F, Zhang X, Li M & Yang W. (2018). Assessing construct validity of the Grit–S in Chinese employees. *PLoS One*, 13(12), e0209319.

## Reliability-validity Test of the Academic Encouragement Scale among Chinese College Students

Tang Hui

*Zhaoqing University, Zhaoqing*

**Abstract:** To examine the psychometric properties of the 10-item Academic Encouragement Scale among Chinese college students, a total of 1,458 college students were recruited in two separate phases from two universities in Guangdong Province (Sample 1:  $N=791$ ; Sample 2:  $N=607$ ) was adopted. All participants completed the Academic Encouragement Scale, the Comprehensive Relative Autonomy Index, the Perseverance of Effort subscale of the Short Grit Scale, and the Utrecht Work Engagement Scale for Students. Results indicated a clear two-factor structure, comprising challenge-focused and potential-focused encouragement among undergraduates. A second-order factor model, which posits a general encouragement factor underlying the two dimensions, demonstrated a better model fit, with high factor loadings ( $\lambda > 0.88$ ) on the higher-order factor. Both the full scale and its subscales demonstrated good internal consistency reliability ( $\alpha = 0.86 \sim 0.94$ ). Criterion-related validity was supported by significant positive correlations between total and subscale scores and key outcomes including autonomous study motivation, perseverance of effort, and academic engagement. A substantial proportion of variance in these outcomes (76.9% to 78.3%) was explained by overlap of challenge-focused and potential-focused encouragement, providing additional support for the validity of the second-order factor model. These results suggested that the Academic Encouragement Scale demonstrated sound reliability and validity, making it a suitable tool for assessing Chinese undergraduates' perceived encouragement in academic contexts.

**Key words:** Academic encouragement; Reliability; Validity; Autonomous study motivation; Perseverance of effort; Academic engagement