

大学生专业满意度与学习投入的关系： 自我调节学习能力的中介作用^①

彭文波¹， 吕琳¹， 徐陶²

1. 重庆师范大学 应用心理学重点实验室，重庆 401331；2. 四川外国语大学 教务处，重庆 400031

摘要：为把握大学生专业满意度、自我调节学习能力对学习投入的影响路径，探讨不同大学生群体学习投入心理模型的合理性与一致性，采用标准化的问卷对 1 360 名大学生进行调查。结果显示：大学生学习投入总体较好，但是存在主观评价与行为实践层面的分化；专业满意度、自我调节学习能力均与学习投入的正相关有显著统计学意义，自我调节学习能力在专业满意度与学习投入之间起完全中介作用；不同性别、年级、专业类型的大学生学习投入模型上具有一致性。

关键词：学习投入；专业满意度；自我调节学习能力；中介效应

中图分类号：G442

文献标志码：A

文章编号：1000-5471(2017)10-0146-07

随着我国高等教育的蓬勃发展，2010 年颁布的《国家中长期教育改革发展规划纲要(2010-2020)》把“全面提高高等教育质量”作为高等教育发展的五大议题之首。在此背景下，大学生学习投入状况及影响机制日益成为高等教育研究的焦点问题之一。

学习投入是在学习中表现出对学习的一种持续的、充满积极情感的状态，以活力、奉献和专注为主要特征^[1]。国内学者张娜将其进行了整合，认为学习投入是“学生在学习过程中，积极参与各项学习活动，深入地进行思考，充满活力地应对挑战和挫折，并伴有积极的情感体验。它是认知投入、行为投入和情感投入三者相互影响和作用的统一体”^[2]。根据美国 1 400 余所本科院校的调查发现，各个州、学校之间学生学习投入水平差异明显^[3]。清华大学教育研究院的调查显示^[4]，本科生学习投入总体情况尚可，在认知、行为和心理状态 3 个方面都有较为积极的表现，仍有将近一半的学生缺乏学习意义感，而且存在学习意义感随年级提高而下降的现象。汪雅霜^[5]通过网络平台对本科生学习投入的调查表明，大学生学习投入度总体状况较好；而崔文琴^[6]的结论与之相异，认为大学生学习投入总体水平中等偏下，不同性别、年级和专业选择意愿的大学生学习投入均存在显著统计学差异。这说明，大学生的学习投入可能既具有某种一致性，也可能存在较为明显的层次性特征，需要进一步的研究证实。

最早的学习投入问卷源于对工作投入问卷的改编，张剑等人^[7]在自我决定理论基础上提出满足胜任、关系和自主 3 种心理需要是促进员工的工作绩效与心理健康的有效路径。自我决定理论强调外部环境对内部动机的影响及外部动机的内化过程，因此，对学习投入的研究也需从外界环境和内部动机着手。学生的学习投入与校园生活环境紧密相关，其中，专业满意度作为学生对专业发展环境的主观判断发挥着重要作用。早在 1971 年，Michael^[8]发现，学生的专业满意度越高，学生的学习灵活性越强。樊明成^[9]的调查结果发现，我国大学生的专业满意度整体不高，学习投入受到消极影响。这说明，专业满意度有可能直接作用

① 收稿日期：2016-10-20

基金项目：重庆市教委研究生教改项目重点课题(YJG142005)；重庆师范大学教改项目(201405)。

作者简介：彭文波(1975-)，男，四川隆昌人，副教授，硕士研究生导师，主要从事学习心理研究。

于学生的学习投入水平. 而王海燕^[10]研究则支持间接作用假设, 认为大学生对所学专业的满意程度首先影响到大学生的学习兴趣和信心, 进而影响到学习投入. 正如自我决定理论强调的那样, 外在环境因素对工作投入是否具有动机作用, 其关键在于自我建构与调节^[11]. 此外, Siu 等人^[12]的研究证明, 大学生的内部动机在大学生心理资本与学习投入的关系中存在的调节作用. 因此, 专业满意度有可能是通过自我的调节和监控对学习投入产生影响的.

自我调节学习能力与学习投入之间关系密切^[13], 它是个体随着时间和环境的变化而引导自己目标定向的内部处理机制, 意味着个体能精细、自动地使用特定的机制和技能来调整自己的认知、情感和行为. 有研究表明, 外在社会因素对个体内在心理的影响, 需经过自我概念的中介作用来实现^[14]. 自我调节学习能力作为自我概念的已部分, 极有可能在专业满意度与学习投入的关系中起中介作用. 在有关自我调节学习能力的研究中, Pintrich 和 de Groot 认为^[15], 学习中的认知投入本质是自我调节学习的水平, 更多地使用深层认知策略的学生在学习上更投入. Helme 和 Clarke^[16]将学习自我监控程度视作学生认知投入水平的主要指标之一. 同时, 杨立军等人^[17]的研究发现, 学生在学习过程中的认知投入与其学习行为关系密切, 是学习投入的重要影响因素.

从已有研究来看, 对大学生学习投入心理模型的成果并不多见, 值得进一步探讨. 如前所述, 学习投入与专业满意度之间是直接作用还是间接作用并不明确, 自我调节学习能力在其中究竟存在怎样的作用也尚未可知. 其次, 不同性别、专业、年级等因素大学生学习投入存在较为明显的差异, 这已经大量研究所揭示. 但学习投入的心理模型是否一致, 即大学生学习投入上的差异是否由于心理模型的结构、路径等不同所导致的, 目前仍不得而知. 在此基础上, 本研究提出 3 个假设:

- ① 大学生专业满意对学习投入存在直接作用;
- ② 大学生的自我调节学习能力在专业满意度与学习投入的关系中起中介作用;
- ③ 大学生学习投入心理模型在不同人口学背景下具有良好的一致性.

1 研究对象与方法

1.1 研究对象

采用整群抽样的方法在西南大学、重庆师范大学等高校以班级为单位发放调查问卷 1 500 份, 回收有效问卷 1 360 份, 有效率为 90.67%. 其中, 男生 576 人, 女生 784 人; 大一 238 人, 大二 414 人, 大三 536 人, 大四 172 人; 文科专业 548 人, 理工科 674 人, 艺术类 138 人.

1.2 测量工具

1.2.1 大学生学习投入问卷

本次调查的大学生学习投入问卷包括 2 个部分: 第 1 个部分“拓展性学习”共 10 个条目, 来自经清华大学修订的 NSSE(National Survey of Student Engagement)问卷, 共 10 个事件, 已经做过的事项计 1 分, 其余 0 分, 共 10 分; 第 2 个部分是由 Schaufeli 等^[18]编制、李西营等^[19]修订的学习投入量表(UWES-S). 该量表共 17 个条目, 分为活力、奉献、专注 3 个维度. 采用 Likert 5 级计分, 得分越高说明投入越强. 将拓展性学习的均分与 UWES-S 的均分相加, 即为学习投入的总分, 作为大学生学习投入的指标. 本研究中, 3 个维度的内部一致性系数分别为 0.78, 0.75, 0.74, 总问卷为 0.86, 具有较好的测量学指标. 将 2 个部分合并后进行验证性因素分析, 该问卷结构模型的 *GFI*, *IFI*, *TLI*, *CFI* 分别为 0.96, 0.93, 0.91, 0.93, *RMSEA* 为 0.04, 模型拟合理想.

1.2.2 本科学生专业满意度调查问卷

参考“美国大学学生满意度调查问卷”^[20]自编“本科学生专业满意度调查问卷”. 问卷一共 29 个条目, 采用 5 级评分, 要求被试分别判断每个条目所描述内容的重要性程度和自己对此条目的满意程度, 以二者之间的绩差作为学生真实满意度的指标. 如果为正, 则说明学生的满意程度已经超过了该项因素的重要性程度, 为非常满意; 如果为负, 表明学生满意程度还没有达到重要性所需要的等级, 评价较为消极. 问卷包括 4 个维度, 分别为“专业发展平台”、“专业实践支撑”、“教师专业素质”和“专业课程教学”. 经检验, 问卷的内部一致性系数分别为 0.76, 0.88, 0.87 和 0.87, 总问卷为 0.93. 经验证性因素分析, *GFI*, *IFI*, *TLI*,

CFI 分别为 0.84,0.91,0.90,0.90, RMSEA 为 0.06, 模型拟合较为理想.

1.2.3 自我调节学习能力问卷

采用 Schunk^[21]编制的自我调节学习能力问卷. 该问卷共 16 个条目, 包括“动机”、“方法”、“行为表现”、“社会环境来源”4 个维度. 问卷采用 Likert 5 级评分, 得分越高说明自我调节学习的能力越强. 经检验, 在本研究中, 4 个维度的内部一致性系数分别为 0.71,0.78,0.75,0.73, 总问卷为 0.88, 具有较好的测量学指标. 经过验证性因素分析, GFI,IFI,TLI,CFI 分别为 0.84,0.91,0.90,0.90, RMSEA 为 0.06, 模型拟合较为理想.

1.3 数据处理

采用 SPSS19.0 软件及 Hayes (2013) 编写的 Process 插件程序(<http://www.afhayes.com>) 进行数据分析, 通过直接检验中介效应指标的统计学意义来判断效应是否存在, 探讨本研究的数理模型(图 1). 其中, 回归系数的显著性检验采用 Bootstrapping 方法(重复抽样 5 000 次)获得参数估计的稳健标准误及 95% 偏差校正的置信区间, 若置信区间(CI)不含零则表示相应的效应有显著统计学意义.

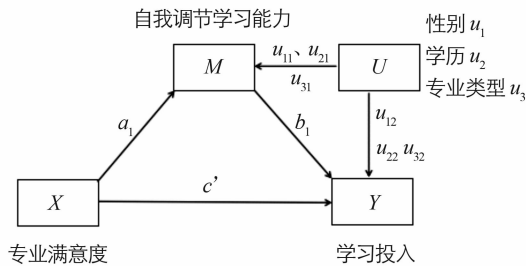


图 1 研究的数理模型

2 研究结果

2.1 共同方法偏差的控制与检验

为了控制共同方法偏差效应的影响, 本研究使用了指导语控制、进行匿名调查、反向题目计分以及问卷维度和项目随机排列 4 种修正程序. 随后, 对所有获得数据采用潜在误差变量控制法建立模型, 假定存在共同方法偏差因子. 经 amos17.0 检验, $CMIN/DF=69.53$, $RMSEA=0.23$, $TLI=0.14$, $IFI=0.41$, $CFI=0.41$, 模型不能接受, 说明共同方法偏差无显著统计学意义.

2.2 各变量的平均数、标准差及相关矩阵

本研究将 UWES-S 3 个维度(活力、挑战性、专注)作为大学生学习投入的心理评价指标. 表 1 可见, 大学生的专业满意度均表现出较为消极的评价趋势, 而自我调节学习能力则高于临界值. 大学生的学习投入与专业满意度、自我调节学习能力的相关均存显著统计学意义($p<0.01$), 其中与自我调节学习能力的相关程度最高.

表 1 各研究变量的平均数、标准差与相关系数

	$M\pm SD$	学习投入	专业满意度	自我调节学习能力
学习投入	3.45 ± 0.57	—		
专业满意度	-0.85 ± 0.70	0.08^{**}	—	
自我调节学习能力	3.31 ± 0.50	0.63^{**}	0.12^{**}	—

注: * $p\leq 0.05$, ** $p\leq 0.01$, *** $p\leq 0.001$.

2.3 大学生专业满意度对学习投入的作用: 自我调节学习能力的中介作用检验

以大学生专业满意度为自变量, 自我调节学习能力为中介变量, 大学生学习投入为因变量, 将性别、年级、专业类型等人口学变量为控制变量进行中介效应检验. 表 1 结果显示, 大学生专业满意度能够显著预测自我调节学习能力($a_1=0.07$, $95\% CI=[0.03, 0.11]$), 自我调节学习能力能显著与预测大学学习投入($b_1=0.72$, $95\% CI=[0.67, 0.77]$). 在加入自我调节学习能力这一中介变量后, 专业满意度对学习投入的作用不再显著($c'=-0.01$, $95\% CI=[-0.04, 0.03]$). 因此, 大学生专业满意度对学习投入具有以自我调节学习能力为中介的完全中介效应, 能解释因变量 40% 的变异. 该结果与前文的假设①和假设②相一致, 即大学生专业满意度对学习投入存在直接效应, 且自我调节学习能力在二者的关系中存在完全中介效应.

以学习投入、专业满意度和自我调节能力为潜变量, 三者的各个维度为观察变量, 建立学习投入心理

模型(图 2). 经检验(表 2), 该模型各项指标分别为: $\chi^2/df = 6.60$, $GFI = 0.96$, $RFI = 0.94$, $IFI = 0.96$, $TLI = 0.95$, $CFI=0.962$, $RESEA=0.06$, 拟合指标理想.

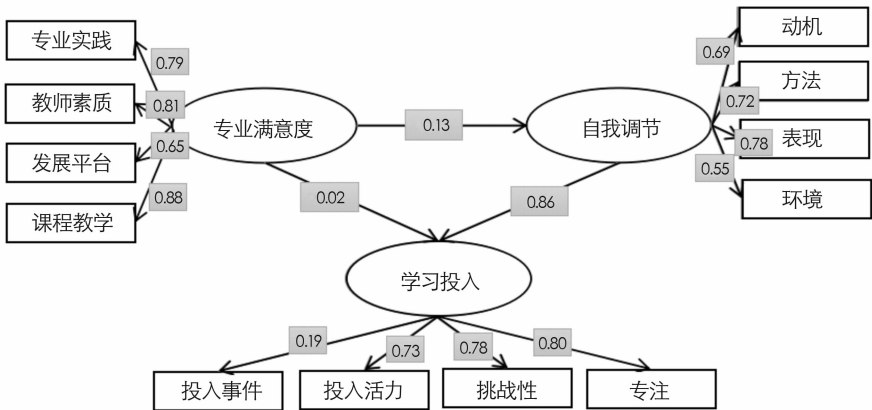


图 2 大学生学习投入心理模型

表 2 中介效应检验(N=1 360)

		M: 自我调节学习能力			Y: 学习投入			
		<i>B</i>	<i>SE</i>	95% <i>CI</i>		<i>B</i>	<i>SE</i>	95% <i>CI</i>
X: 专业满意度	a ₁	0.07	0.02	[0.03, 0.11]	C'	−0.01	0.02	[−0.04, 0.03]
M: 自我调节学习能力					b ₁	0.72	0.02	[0.67, 0.77]
u ₁ : 性别	u ₁₁	0.01	0.03	[−0.05, 0.06]	u ₁₂	−0.02	0.02	[−0.07, 0.03]
u ₂ : 学历	u ₂₁	−0.03	0.01	[−0.06, 0.01]	u ₂₂	0.01	0.01	[−0.02, 0.03]
u ₃ : 专业类型	u ₃₁	−0.08	0.02	[−0.05, −0.04]	u ₃₂	−0.05	0.02	[−0.09, −0.02]
<i>R</i> ²				0.03				0.40
<i>F</i>				7.74***				150.17***

注: * $p\leq0.05$, ** $p\leq0.01$, *** $p\leq0.001$.

2.4 大学生学习投入心理模型的一致性检验

通过嵌套模型来进行比较不同大学生群体的学习投入心理模型是否具有-致性. 其中, 模型 1,5,9 为未设限模型, 可以检验因素个数及因素组型相等的假设; 将模型 2,6,10 的因素负荷量系数分别设置为与模型 1,5,9 相同, 限制其测量系数; 将模型 3,7,11 的结构系数和因素负荷量系数均设置为与模型 1,5,9 相同, 限制其潜在中介变量对内因变量的回归系数不变; 在模型 4,8,12 中, 除限制因素负荷量与结构系数与模型 1,5,9 相等外, 还将其模型结构残差设为相等. 通过愈加严格的限定, 比较限制模型与上一层级模型是否存在显著统计学差异. 表 3 表明, 所有的基准模型与限定模型拟合指标均能得到成功识别.

首先, 对嵌套模型的因素负荷-致性进行分析. 通过模型比较得出, 性别、专业类型和年级 3 个群组在因素负荷量-致模型上与无限制模型均无明显差异($\Delta\chi^2_{(性别)}=6.802$, $\Delta df_{(性别)}=8$, $p=0.558>0.05$; $\Delta\chi^2_{(专业类型)}=6.267$, $\Delta df_{(专业类型)}=8$, $p=0.617>0.05$; $\Delta\chi^2_{(年级)}=6.231$, $\Delta df_{(年级)}=8$, $p=0.621>0.05$).

在模型的因素负荷量相等假设被接受的情况下, 嵌套结构系数-致模型, 通过计算结构系数相等模型与因素负荷量相等模型之间的 χ^2 与 df 变化情况, 检验模型之间是否存在差异. 结果显示, 性别、专业类型和年级 3 个群组在结构系数-致模型与因素负荷量相等模型均无显著统计学差异($\Delta\chi^2_{(性别)}=1.770$, $\Delta df_{(性别)}=2$, $p=0.413>0.05$; $\Delta\chi^2_{(专业类型)}=5.274$, $\Delta df_{(专业类型)}=2$, $p=0.072>0.05$; $\Delta\chi^2_{(年级)}=3.080$, $\Delta df_{(年级)}=2$, $p=0.214>0.05$).

在同时限制测量系数和路径系数-致的基础上, 将结构残差设为相等, 比较结构残差相等模型与结构系数相等模型之间的 χ^2 与 df 值. 数据结果显示, 性别和专业类型群组模型与结构系数相等模型基本-致($\Delta\chi^2_{(性别)}=3.546$, $\Delta df_{(性别)}=3$, $p=0.315>0.05$; $\Delta\chi^2_{(专业类型)}=2.986$, $\Delta df_{(专业类型)}=3$, $p=0.394>0.05$), 而年级群组存在显著统计学差异($\Delta\chi^2_{(年级)}=11.001$, $\Delta df_{(年级)}=3$, $p=0.012<0.05$). 以上结果验证了假设 3, 大学生学习投入心理模型在不同人口学背景下具有良好的一致性成立.

表 3 大学生学习投入心理模型的一致性检验

		χ^2	df	χ^2/df	GFI	TLI	CFI	IFI	$RMSEA$
性别 群组	M1(无限制模型)	337.054	84	4.013	0.957	0.946	0.959	0.959	0.047
	M2(因素负荷量相等模型)	343.856	92	3.738	0.956	0.951	0.959	0.959	0.045
	M3(结构系数相等模型)	345.627	94	3.677	0.955	0.952	0.959	0.959	0.044
	M4(结构残差相等模型)	349.173	97	3.600	0.955	0.954	0.959	0.959	0.044
年级 群组	M5(无限制模型)	558.446	216	2.585	0.926	0.942	0.943	0.943	0.034
	M6(因素负荷量相等模型)	564.677	224	2.521	0.925	0.944	0.943	0.943	0.033
	M7(结构系数相等模型)	567.757	226	2.512	0.924	0.945	0.943	0.943	0.033
	M8(结构残差相等模型)	578.758	229	2.527	0.923	0.944	0.942	0.942	0.034
专业 群组	M9(无限制模型)	445.398	150	2.969	0.939	0.948	0.952	0.953	0.038
	M10(因素负荷量相等模型)	451.665	158	2.859	0.939	0.951	0.953	0.953	0.037
	M11(结构系数相等模型)	456.939	160	2.856	0.938	0.951	0.952	0.952	0.037
	M12(结构残差相等模型)	459.925	163	2.822	0.937	0.952	0.952	0.952	0.037

3 讨 论

3.1 大学生学习投入的总体状况

研究表明,大学生学习投入的总体水平较为积极,与汪雅霜等人的研究结论较为一致.但是,本研究发现大学生的学习投入测量存在心理感受与行为实践层面的分化,即主观评价均高于临界值,但是拓展性学习事件则参与较少.说明大学生在完成学习投入测量时,倾向于在社会偏好等因素影响下的高估.因此,将大学生学习投入的主观评价与拓展性学习事件联系起来,显得尤为必要.其中,拓展性事件包括实习和社会实践、参与社团或学习团体、报考专业资格证书和参加各类专业竞赛等与大学学习相关的具有拓展性的实践事件.本次调查显示,大学生完成拓展性事件的平均数量仅为 2.27 个,可见大学生在实践性学习环节尚存在较大问题,学校在注重专业教学的基础上,更要加强对学生实践能力的培养,实现专业理论学习与实践技能的结合与应用.

3.2 大学生学习投入心理模型:自我调节的中介效应

学生的专业满意度并不直接影响学习投入,而是通过自我调节能力间接发生作用,即自我调节能力在两者之间起完全中介作用.首先,研究结论支持了专业满意度对学习投入的间接影响假设,但是与 Michael 等、樊明成所发现的专业满意度不高则学习投入消极不一致.拥有更高自我控制感的学生,自我调节学习能力越强,学习更为投入^[22].大学生作为成人学习者,其学习的积极性更多地受到自我目标导向,与自我监控与调节的元认知系统关系更为密切,专业发展平台、教师素质以及课程等因素的影响相对较弱.其次,高专业满意度的学生,更有可能形成较好的自我调节学习能力,进而表现出较高的学习投入,与 Deci 等人^[23]的结论相似.已有研究发现^[24],只有当学生感受到外界影响如教师投入,并受到感染,才可能提升学习投入.同时,张俊超等人^[25]发现,在以学生为中心的过程性学习评价中,学生主体的互动性和目标性对提高学生的学习投入水平有显著影响.借鉴江伟、黄希庭等人的研究^[26],可以认为,提供自我支持的环境与更多积极的结果有关,专业满意度作用于学生的学习动机,而学习动机影响学生学习策略和方法的使用,这恰恰属于自我调节学习能力的一部分.这提醒我们,学校在提高课程教学质量的同时,仍需要积极引导 学生提升自我管理能力,激发学生的学习活力,采用多种方式帮助学生理解专业、认识专业,以情动人、以理服人,结合自身特点和专业制定人才培养方案,完善我国高等教育的人才培养发展模式.

3.3 大学生学习投入心理模型一致性

本研究尝试对不同群体大学生学习投入的心理模型进行一致性检验.结构模型的一致性检验主要在于评估研究者所提供的理论模型在不同的群体间是否相等或者参数具有不变性,从基线模型逐渐严格限制模型,进一步体现该模型的合理性和应用性.综合嵌套模型 的比较结果发现,只有在最严格的结构残差相等模型条件下,不同年级大学生的学习投入模型与基准模型存在显著统计学差异.在其他条件下,性别、年级、专业类型 3 个群组的学习投入心理模型均表现出一致性.这表明,大学生学习投入的心理模型在年级

发展的纵向角度上存在某种变异,也可能是残差项的不变性要求条件过于严格。根据李茂能的观点,组间因素形态比组间因素载荷值重要;而组间因素载荷值比组间测量误差或截距更重要^[27]。因此,学习投入模型存在较好一致性的假设也基本上得到验证。可见,无论男生还是女生,抑或专业类型的差异,在学习投入的总体心理机制上是相同的,即都表现为在专业满意度在自我调节学习能力完全中介效应下对学习投入的间接影响。但是,不同年级由于学习任务、难易程度、目标结构等均存在一定不同,使年级的学习投入心理模型一致性检验出现了波动,支持了杨立军、韩晓玲的研究^[28]。

参考文献:

- [1] SCHAUFELI W B, MARTINE I M, PINTO A M, et al. Burnout and Engagement in University Students: A Cross-National Study [J]. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 2002(33): 464—481.
- [2] 张娜. 国内外学习投入及其学校影响因素研究综述 [J]. *心理研究*, 2012, 5(2): 274—276.
- [3] NSSE. Engagement Insights: Survey Findings on the Quality of Undergraduate Education [EB/OL]. [2017-08-26]. <http://nsse.iub.edu>.
- [4] 史静寰,涂冬波,王纾,等. 基于学习过程的本科教育学情调查报告 2009 [J]. *清华大学教育研究*, 2011, 32(4): 9—23.
- [5] 汪雅霜. 大学生学习投入度的实证研究——基于 2012 年“国家大学生学习情况调查”数据分析 [J]. *中国高教研究*, 2013(1): 32—36.
- [6] 崔文琴. 当代大学生学习投入的现状及对策研究 [J]. *高教探索*, 2013(6): 67—71.
- [7] 张剑,张建兵,李跃, et al. 促进工作动机的有效路径: 自我决定理论的观点 [J]. *心理科学进展*, 2010, 18(5): 752—759.
- [8] MICHAEL F S, CHARLES A D, THOMAS L C. Flexibility and Satisfaction with College Major [J]. *Journal of Counseling Psychology*, 1971, 18(5): 487—489.
- [9] 樊明成. 我国大学生专业满意度调查分析 [J]. *教育学术月刊*, 2012(10): 43—45.
- [10] 王海燕. 大学生专业满意程度与学习状态相关性分析 [C]. 2011 年全国高校学生工作年会论文集, 2011.
- [11] LORENTE L, SALANOVA M, MARTINE I M, et al. How Personal Resources Predict Work Engagement and Self-Rated Performance Among Construction Workers: A Social Cognitive Perspective [J]. *International Journal of Psychology*, 2014, 49(3): 200—207.
- [12] SIU O L, BAKKER A B, JIANG X. Psychological Capital Among University Students: Relationships with Study Engagement and Intrinsic Motivation [J]. *Journal of Happiness Studies*, 2014, 15(4): 979—994.
- [13] MOYER A. Exceptional Outcomes in L2 Phonology: The Critical Factors of Learner Engagement and Self-Regulation [J]. *Applied Linguistics*, 2014(35): 418—440.
- [14] 刘凤娥,黄希庭. 自我概念的多维度多层次模型研究评述 [J]. *心理学动态*, 2001, 2: 136—140.
- [15] PINTRICH P R, de GROOT E V. Motivational and Self Regulated Learning Components of Classroom Academic Performance [J]. *Journal of Educational Psychology*, 1990, 82(1): 33—40.
- [16] HELME S, CLARKER D. Identifying Cognitive Engagement in the Mathematics Classroom [J]. *Mathematics Education Research*, 2001(13): 133—153.
- [17] 杨立军,韩晓玲. 基于 NSSE-CHINA 问卷的大学生学习投入结构研究 [J]. *复旦教育论坛*, 2014(3): 83—90.
- [18] SCHAUFELI W B, SALANOVA M, BAKKER A B, et al. The Measurement of Engagement and Burnout: A Two Sample Confirmatory Factor Analytic Approach [J]. *Journal of Happiness Studies*, 2002, 3(1): 71—92.
- [19] 李西营,黄荣. 大学生学习投入量表(UWES-S)的修订报告 [J]. *心理研究*, 2010, 3(1), 84—88.
- [20] NOEL-LEVITZ. Point Park University 2012 Students Satisfaction Inventory: A Summary of Results [EB/OL]. [2016-04-17]. <http://novellelvitz.com>.
- [21] SCHUNK D H. Social-Self Interaction and Achievement Behavior [J]. *Educational Psychologist*, 1999, 34(4): 219—227.
- [22] HOWELL A J. Flourishing: Achievement-Related Correlates of Students' Well-Being [J]. *The Journal of Positive Psychology*, 2009, 4(1): 1—13.
- [23] DECI E L, RYAN R M. The Support of Autonomy and the Control of Behavior [J]. *Journal of Personality and Social*

Psychology, 1987(53): 1024—1037.

[24] 何旭明. 教师教学投入影响学生学习投入的个案研究 [J]. 教育学术月刊, 2014(7): 93—99.

[25] 张俊超, 李梦云. 过程性学习评价如何影响大学生学习投入及学习效果——基于“H 大学本科生学习与发展调查”的数据分析 [J]. 高等工程教育研究, 2015(6): 119—125.

[26] 江伟, 黄希庭, 陈本友, 等. 自我调节研究进展 [J]. 西南大学学报(社会科学版), 2008, 34(2): 12—16.

[27] 李茂能. 结构方程模式软件 AMOS 之简介及其在测验编制上之应用 [M]. 台北: 心理出版社股份有限公司, 2006: 19—21.

[28] 杨立军, 韩晓玲. 大学生学习投入变化趋势及特征——基于校内追踪数据的分析 [J]. 复旦教育论坛, 2013, 11(5): 46—52.

On Relationship of College Students’ Professional Satisfaction and Academic Engagement: the Mediating Role of Self-regulated Learning Ability

PENG Wen-bo¹, LV Lin¹, XU Tao²

1. Key Lab of Applied Psychology, Chongqing Normal University, Chongqing 401331, China;
2. Deans office, Sichuan International Studies University, Chongqing 400031, China

Abstract: This study tried to explore the relationship of college students’ professional satisfaction, academic engagement, and self-regulated ability, build the mental model and verify the consistency. A total of 1360 college students were surveyed with the standardized questionnaires. The results show that 1) there were significant positive correlation among the college students’ professional satisfaction, self-regulated ability and academic engagement’s three dimensions (focused, challenging and dynamic); 2) self-regulated ability played a completely mediating role between professional satisfaction and academic engagement; 3) the mediation model of academic engagement could be consistent in different groups(gender, grade, and professional type).

Key words: academic engagement; professional satisfaction; self-regulated learning ability; mediating effect

责任编辑 胡 杨 崔玉洁