

解 鹏,徐向明,李健宁. 农业高等职业院校教师职业认同与教师效能感、应对方式的关系分析[J]. 江苏农业科学,2017,45(24):329-332. doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2017.24.085

农业高等职业院校教师职业认同与教师效能感、应对方式的关系分析

解 鹏¹, 徐向明¹, 李健宁²

(1. 苏州农业职业技术学院, 江苏苏州 215008; 2. 苏州大学教育学院, 江苏苏州 215123)

摘要:采用自编及修订问卷对江苏省3所农业高职院校的303名教师进行调查研究。结果表明,职业认同、个人教学效能、积极应对两两之间均在0.01水平呈显著正相关,一般教学效能、消极应对与其他变量均无显著相关性。职业认同对个人教学效能有直接正向预测力,个人教学效能对积极应对有直接正向预测力。职业认同对积极应对有间接正向预测力,个人教学效能在其中有完全中介作用。通过多种举措提升农业高职院校教师的职业认同水平,对于增强教师的教学效能感、调动教师的积极工作方式,从而提高教师的教学质量等具有显著价值。

关键词:农业高职院校;教师;职业认同;教师效能感;应对方式;结构方程模型

中图分类号: G718.5; G526.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2017)24-0329-04

技术技能型农业人才是促进农业可持续发展的关键,农业高职院校教师水平是能否培养技术技能型农业人才的关键因素,而农业高职院校教师对教书育人的心理认同是他们履职尽责的心理基础。人们对教师职业认同的关注,源于对现实中强调教师工具价值、忽视教师主体价值、导致教师自我迷失等倾向的反思。大量研究表明,教师职业认同对工作满意度、职业幸福感、教学绩效、职业倦怠、离职倾向等有着显著影响。近5年来,中外学者对教师职业认同与教师效能感、应对

方式之间的关系进行了初步探讨,但研究成果不多,研究结论不一致,对农业高职院校教师群体的研究尚属空白。

根据班杜拉(Bandura A)的自我效能理论(self-efficacy theory),一般认为教师效能是教师对教学功能和教学能力的主观判断^[1]。沃尔福克(Woolfolk A E)将教师效能区分为一般教学效能(general teaching efficacy,简称GTE)和个人教学效能(personal teaching efficacy,简称PTE),前者是教学抵消学生个人背景中消极影响的能力,后者是一个特定教师具有的这种能力^[2],两者分别与班杜拉提出的结果预期(outcome expectation)和效能预期(efficacy expectation)对应。孙利等的研究表明,教师职业认同与教师效能感关系密切,前者对后者可能具有一定的预测力^[3-7]。

按照福克曼和拉扎勒斯(Folkman S & Lazarus R S)的理解,通常认为应对方式(ways of coping)是个体在经受困难或

收稿日期:2017-07-28

基金项目:2016年度江苏省哲学社会科学界联合会“江苏省社科应用研究精品工程”(编号:16SYB-095)。

作者简介:解 鹏(1977—),男,江苏海安人,硕士,副研究员、副教授,研究方向为高等教育学、教育管理。E-mail: jsszxp@sina.com。

到企业锻炼,既参与企业生产、经营与管理,又与企业人员合作开展横向课题研究,使教师及时了解生产一线的动态及行业企业的新需求,增强其业务能力及专业教学水平。其次,针对产教深度融合实训基地的复杂情况,与行业企业共同研究制定了实训基地管理制度,主要有《开放式校内实训基地管理制度》《实习考评质量标准》《实训室项目管理制度》等,对基地进行规范化、制度化、管理,确保了生产经营、实习实训、技术研发等多功能实训基地的有序、高效运行。最后,依据农业部《动物疫病防治规范》《畜禽屠宰卫生检疫规范》等相关技术规范,制定了以技能为核心、以过程考核为重点的学生学习绩效考核评价标准,同时,吸纳行业企业、家长、毕业生等参与人才培养质量评价,使教学质量评价更加符合行业企业要求。

参考文献:

- [1]郑永进,徐建平. 高职院校“政企企校”联合培养人才机制研究[J]. 中国高教研究,2015(4):107-110.
- [2]教育部办公厅关于公布2012—2013年度全国毕业生就业典型经

验高校的通知[EB/OL]. (2013-05-31)[2016-03-07]. <http://www.huaue.com/jy/2013531110226.html>.

- [3]教育部办公厅关于公布2016年度全国创新创业典型经验高校名单的通知[EB/OL]. (2016-08-16)[2017-02-03]. http://www.moe.edu.cn/srcsite/A15/s7063/201608/t20160816_275060.html.

- [4]中共中央国务院关于深入推进农业供给侧结构性改革加快培育农业农村发展新动能的若干意见[EB/OL]. (2017-02-05)[2017-05-11]. http://www.gov.cn/zhengce/2017-02/05/content_5165626.htm.

- [5]成都畜牧业发展研究课题组. 中国畜牧业转型升级的挑战、成都经验与启示建议[J]. 农村经济,2016(11):38-45.

- [6]教育部关于批准2014年国家教学成果奖获奖项目的决定[EB/OL]. (2014-09-17)[2016-05-07]. <http://old.moe.gov.cn/publicfiles/business/htmlfiles/moe/s7000/201409/174749.html>.

- [7]江苏省教育厅关于公布2013年江苏省教学成果奖获奖项目的通知[EB/OL]. (2013-12-13)[2016-05-07]. http://www.ec.js.edu.cn/art/2013/12/13/art_4266_140665.html.

挫折时所采取的认知和行为方式^[8]。解亚宁认为,虽然应对方式很多,但是有的以积极成分为主,而有的以消极成分为主,根据此特征大致归为2类,即积极应对和消极应对^[9]。Pillen等的研究表明,教师职业认同与应对方式关系密切,两者之间可能存在相互解释的关系^[10-12]。

总的来看,目前教师职业认同与教师效能感、应对方式关系的研究尚处在尝试阶段,对其作用方向、作用强度、作用机制、作用解释等缺乏系统深入的分析。本研究认为,农业高职院校教师职业认同是教师职业自我的心理内核,教师效能感是教师认知和行为的中介因素,应对方式是教师职业行为的外在表现,三者之间可能存在一定的整体效应。

1 研究对象、工具与方法

1.1 研究对象

以分层随机抽样方式,从江苏省3所农业高职院校选取303名专任教师作为样本,以学校为单位组织3次集体施测。施测前编制了“施测程序和注意事项”,施测时使用统一的指导语。正式测量共发放问卷313份,回收问卷313份,回收率100%。回收问卷中无效问卷10份,有效问卷303份,有效率96.8%。

1.2 教师职业认同量表 (professional identity scale, 简称 PIS)

目前国内尚无农业高职院校教师职业认同专业量表。本研究在文献回顾、半结构化教师访谈、专家咨询的基础上,初步构建高职院校教师职业认同的理论结构,通过问卷调查、项目分析 (item analysis)、探索性因子分析 (exploratory factor analysis)、验证性因子分析 (confirmatory factor analysis) 进行检验和修正,最终形成符合教育统计学要求的研究工具。PIS包含职业声望、职业行为、职业情感、职业价值4种认同成分,共计16个项目。采用李克特 (Likert) 自评式5点量表记分,从“非常不符合”到“非常符合”分成5级,所有项目正向记分;各维度的 α 信度系数为0.695~0.799、分半信度系数为0.659~0.778,总量表的 α 信度系数为0.849、分半信度系数为0.828;各维度之间呈中等偏低的相关性(0.259~0.478),各维度与总分呈中等偏高的相关性(0.638~0.805),总量表的效标关联效度为0.597;验证性因子分析拟合指数: $\chi^2/df=1.580$,近似误差均方根 ($RMSEA$) = 0.044,拟合优度指数 (GFI) = 0.942,调整的拟合优度指数 ($AGFI$) = 0.917,规范拟合指数 (NFI) = 0.906,增值拟合指数 (IFI) = 0.963, Tucker-Lewis 指数 (TLI) = 0.953,比较拟合指数 (CFI) = 0.963。

1.3 教师效能量表 (teacher efficacy scale, 简称 TES)

该量表最初由 Gibson 等编制^[13],经 Woolfolk 等修订而成^[2,14]。TES 包括 GTE、PTE 等 2 个分量表,每个分量表有 5 个项目,共 10 个项目;采用李克特的 6 点式量表记分,从“强烈同意”到“强烈不同意”分成 6 级,5 个项目反向记分。本研究通过探索性因子分析、验证性因子分析对原始量表作适当修订。修订 TES 保留 9 个因子负荷较高的项目;GTE 分量表的 α 信度系数为 0.774,PTE 分量表的 α 信度系数为 0.740,总量表的 α 信度系数为 0.705;验证性因子分析拟合指数: $\chi^2/df=1.324$, $RMSEA=0.033$, $GFI=0.978$, $AGFI=0.957$, $NFI=0.956$, $IFI=0.989$, $TLI=0.982$, $CFI=0.989$ 。

1.4 简易应对方式问卷 (simplified coping style questionnaire,

简称 SCSQ)

该问卷由解亚宁编制^[9],包括积极应对、消极应对 2 个维度,第 1 维度有 12 个项目,第 2 维度有 8 个项目,共 20 个项目;采用李克特 4 点式量表记分,从“从不采取”到“经常采取”分成 4 级,所有项目正向计分。本研究通过探索性因子分析、验证性因子分析对原始量表作少量修订。修订 SCSQ 保留 10 个解释能力强的项目;积极应对维度的 α 信度系数为 0.667,消极应对维度的 α 信度系数为 0.687,总量表的 α 信度系数为 0.706;验证性因子分析拟合指数: $\chi^2/df=1.107$, $RMSEA=0.019$, $GFI=0.978$, $AGFI=0.962$, $NFI=0.925$, $IFI=0.992$, $TLI=0.989$, $CFI=0.992$ 。

1.5 统计分析软件

本研究以 SPSS 18.0、AMOS 21.0 统计分析软件作为数据分析的主要工具。

2 结果与分析

2.1 共同方法偏差检验

所有测量数据均来自同一调查问卷,可能存在共同方法偏差 (common method biases)。根据建议进行哈曼单因子检验 (Harman's one-factor test)^[15],对筛选出的所有观察变量同时进行未旋转的主成分分析。如果只抽取出 1 个公共因子或者抽取出多个公共因子且第 1 个因子的方差贡献率超过 40%,则认为共同方法偏差严重;如果抽取出多个公共因子且第 1 个因子的方差贡献率不超过 40%,则认为共同方法偏差不严重^[16]。结果表明, KMO 值为 0.780,球形检验值为 3 077.594 (P 值 = 0.000),未旋转的主成分分析抽取出 9 个公共因子的特征值大于 1,且第 1 个因子的方差贡献率只有 16.810% (表 1),说明共同方法偏差不严重。

表 1 哈曼单因子检验的特征值和贡献率 (未旋转)

公因子序号	特征值	贡献率 (%)	累积贡献率 (%)
1	5.715	16.810	16.810
2	2.909	8.556	25.366
3	2.263	6.657	32.022
4	2.114	6.218	38.240
5	1.893	5.569	43.809
6	1.582	4.653	48.462
7	1.430	4.206	52.668
8	1.228	3.612	56.280
9	1.026	3.017	59.297

2.2 潜在变量相关分析

计算教师职业认同、一般教学效能、个人教学效能、积极应对、消极应对 5 个潜在变量的相关系数。根据本研究、解亚宁等对 PIS、TES、SCSQ 的使用方法^[9,14],职业认同视为 1 个包含 4 个维度的潜在变量并记总分;一般教学效能、个人教学效能视为 2 个潜在变量,分别独立记分,不宜相加记总分;积极应对、消极应对视为 2 个潜在变量,分别独立记分,不宜相加记总分。由表 2 可以看出,农业高职院校教师职业认同与个人教学效能、职业认同与积极应对、个人教学效能与积极应对在 0.01 水平呈显著正相关,一般教学效能、消极应对与其他变量均无显著相关性。

表2 潜在变量的相关分析

变量	职业认同	一般教学效能	个人教学效能	积极应对
一般教学效能	0.030			
个人教学效能	0.378**	0.107		
积极应对	0.183**	-0.098	0.233**	
消极应对	0.054	-0.108	-0.028	0.102

注“**”表示在0.01水平显著相关。

2.3 初始模型假设

根据潜在变量相关分析结果,本研究提出如图1所示初始模型假设:职业认同(外因潜在变量)对个人教学效能(内因潜在变量)和积极应对(内因潜在变量)可能具有直接强化作用,同时通过个人教学效能(中介变量)的调节作用,对积极应对(内因潜在变量)可能具有间接强化作用。

2.4 模型检验和修正

在初始模型假设基础上,绘制职业认同、个人教学效能、积极应对3个潜在变量的观察变量及误差变量,增列个人教学效能、积极应对2个内因潜在变量的误差变量,形成完整初

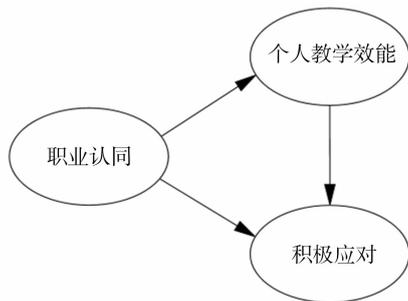
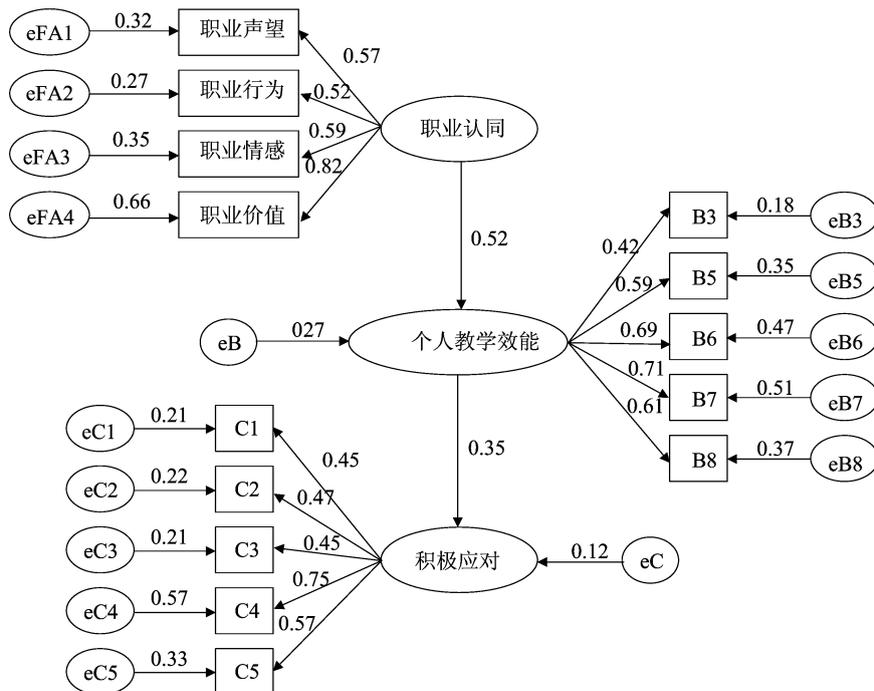


图1 职业认同与个人教学效能、积极应对的初始模型假设

始模型并启动模型估计程序。结果表明,只有“职业认同→积极应对”的路径系数不显著($\beta = 0.10, P \text{ 值} = 0.290$),删除该路径,形成修正模型并再次启动模型估计程序。结果表明, $\chi^2/df = 1.660, RMSEA = 0.047, GFI = 0.947, AGFI = 0.923, NFI = 0.876, IFI = 0.947, TLI = 0.931, CFI = 0.946$ 。从拟合指数看,除NFI稍稍偏低外,其余拟合指标全部达标,修正模型的适配度较好,修正模型详见图2。



图中数据为路径系数

图2 职业认同与个人教学效能、积极应对的修正模型

3 结论与讨论

3.1 教师职业认同与教师效能感

一般情况下,教学效能感是教师对一般教学关系和教学功能的主观判断,个人教学效能感是教师对个人教学能力和教学效果的主观评价,两者均需建立在一定职业心理的基础上。教师职业认同是教师对职业核心要素相对平衡稳定的内化整体认识,是具备成为职业心理基础的客观条件。相关分析结果和结构方程模型显示,提高职业认同尤其是职业价值的认同度,对增强农业高职院校教师效能感尤其是个人教学

效能感有积极意义。由此可见,通过多种举措提升教师对农业高职教育意义、教育责任、教育要求、教育规范等的思想认识,对于巩固教师对自身教学策略、教学技能、教学组织、教学成效等的自信心非常有益。根据吉布森和沃尔福克的早期观点,一般教学效能感集中反映教师通过教育抵消学生个人背景中消极因素影响的能力。然而,受我国招生录取制度制约,目前农业高职院校在招生录取批次中排在最后,生源素质总体不高,近年来出现的生源危机进一步加剧了这一状况,不少农业高职院校在招生中只顾数量,生源素质有所下滑。面对着家庭背景复杂、学业基础薄弱、自律能力较差的生源,农业

高职院校教师很可能对农业高职教育改变学生的作用失去信心。这有可能解释了为什么农业高职院校教师的一般教学效能感普遍不高,为什么职业认同对一般教学效能感无正向预测力。

3.2 教师职业认同与应对方式

作为一种反应过程和调节行为,应对方式受个体稳定因素影响。虽然从职业生涯的整体历程看,个体的职业认同是有所变化的,但是从职业生涯的特定阶段看,个体的职业认同又是相对稳定的,它可造成个体对情境的认知差异,从而对应对方式产生导向作用。从相关分析结果和结构方程模型看,提升职业认同特别是职业价值认同水平,对于农业高职院校教师形成积极应对风格有促进作用。因此,通过学习宣传和教育引导深化农业高职院校教师对农业高职教育内在价值的认识,通过培养扶持和关爱帮助促成农业高职院校教师取得事业成功并产生价值体验,对于农业高职院校教师积极化解工作压力、积极调整工作方法、积极处理工作困难等具有一定现实意义。此外,消极应对方式未必产生消极后果,例如自我安慰属于消极应对方式,虽然可能无助于问题解决,但是也可能有助于心理解脱,其后果与具体人和情境有关。这可能是农业高职院校教师职业认同对消极应对无负向预测力的原因。

3.3 教师职业认同与教师效能感、应对方式的整体效应

农业高职院校教师职业认同对个人教学效能感有直接正向预测力($\beta=0.52, P<0.001$),个人教学效能感对积极应对有直接正向预测力($\beta=0.35, P<0.001$);职业认同对积极应对有间接正向预测力,个人教学效能感在其中有完全中介作用($\beta=0.52 \times 0.35=0.182$)。总的来看,农业高职院校教师职业认同水平越高,其个人教学效能感、积极应对水平越高,这确切揭示了职业认同对个人教学效能感和积极应对的强化作用。大量研究表明,个人教学效能感是教师对自身教学能力的主观判断,它对教师课堂行为、教学监控能力、学生成绩等有显著影响;积极应对是教师采取的积极的认知和行为方式,它对教师压力应对、问题解决、职业倦怠等有显著作用。因此,通过适当举措提高农业高职院校教师职业认同水平对高职院校教育教学工作有重要意义。当前,我国社会环境中重工轻农、重商轻农等不良现象依然存在,现代农业发展中谁来种地、地如何种等现实问题备受关注,农业高职院校招生形势也不容乐观。在全社会进一步营造重视农业的舆论氛围,在高职院校进一步树立崇农爱农的宣传导向,在政策、资金、保障等方面给予农业高职院校教师更多实际支持,着力提高教师的职业认同感,这对于增强教师的教学效能感、调动教师的积极工作方式,从而提高教师的教学质量等有显著价值。

参考文献:

- [1] Bandura A. Self - efficacy: toward a unifying theory of behavioral change[J]. Psychological Review, 1977, 84(2): 191 - 215.
- [2] Woolfolk A E, Rosoff B, Hoy W K. Teachers' sense of efficacy and their beliefs about managing students [J]. Teaching & Teacher Education, 1990, 6(2): 137 - 148.
- [3] 孙利. 教师的职业认同、教学效能感与工作倦怠的关系[J]. 教学与管理, 2011(36): 46 - 49.
- [4] 段婷, 李显芳, 龚少英, 等. 职业认同、教学效能感与教学监控能力的关系[C]//增强心理学服务社会的意识和功能——中国心理学会成立90周年纪念大会暨第十四届全国心理学学术会议论文集摘要集. 西安, 2011: 75.
- [5] 于颖. 小学数学教师职业认同、知识结构的关系研究——自我效能感的中介作用[D]. 开封: 河南大学, 2012.
- [6] 唐进. 中学英语教师职业认同、工作倦怠与教学效能感的调查与研究[J]. 外国语言文学, 2014(1): 19 - 25.
- [7] 张晓辉, 赵宏玉. 教师支持对免费师范生教学效能感和教师职业认同的影响[J]. 中国特殊教育, 2016(5): 75 - 82.
- [8] Folkman S, Lazarus R S. An analysis of coping in a middle - aged community sample[J]. Journal of Health and Social Behavior, 1980, 21(3): 219 - 239.
- [9] 解亚宁. 简易应对方式量表信度和效度的初步研究[J]. 中国临床心理学杂志, 1998(2): 114 - 115.
- [10] Pillen M, Beijaard D, Brok P D. Tensions in beginning teachers' professional identity development, accompanying feelings and coping strategies[J]. European Journal of Teacher Education, 2013, 36(3): 240 - 260.
- [11] 王钢, 张大均. 幼儿教师职业压力对职业认同的影响: 应对方式和心理资本的作用[J]. 西南大学学报(自然科学版), 2014, 15(10): 157 - 163.
- [12] 陈飞. 高校辅导员职业认同与自尊、应对方式的关系调查报告——以福建省高校为例[J]. 福建师大福清分校学报, 2015(3): 53 - 59.
- [13] Gibson S, Dembo M H. Teacher efficacy: a construct validation[J]. Journal of Educational Psychology, 1984, 76(4): 569 - 582.
- [14] Hoy W K, Woolfolk A E. Teachers' sense of efficacy and the organizational health of schools [J]. The Elementary School Journal, 1993, 93(4): 355 - 372.
- [15] Podsakoff P M, MacKenzie S B, Lee J Y, et al. Common method biases in behavioral research: a critical review of the literature and recommended remedies[J]. Journal of Applied Psychology, 2003, 88(5): 879 - 903.
- [16] Ashford S J, Tsui A S. Self - regulation for managerial effectiveness: the role of active feedback seeking[J]. Academy of Management Journal, 1991, 34(2): 251 - 280.