

The Influence of Normal University Students' Sense of Teaching Effectiveness on Their Teachers' Beliefs: The Masking Effect of Teachers' Professional Identity

Wei Zhao^{1,2}, Ning Zhou³, Jinhua Yang^{1,2*}

¹School of Psychology, Beijing Union University, Beijing

²Learning and Psychological Development Institution for Children and Adolescents, Beijing Union University, Beijing

³BeiJing the Forth Middle PUTI School, Beijing

Email: yangjinhua1981@163.com

Received: Mar. 31st, 2020; accepted: May 11th, 2020; published: May 18th, 2020

Abstract

Objective: The purpose of this study is to explore the influence of teaching efficacy and teachers' professional identity on teachers' beliefs of normal university students. **Methods:** 400 normal university students (382 effective subjects) from three normal universities in Beijing were investigated by means of teaching efficacy scale, teacher professional identity scale and teacher belief scale. **Results:** 1) The gender and grade of normal university students have significant differences in the scores of teachers' professional identity, teachers' belief and teaching efficacy scale. 2) Teachers' professional identity of normal university students can negatively predict teachers' beliefs, while teaching efficacy can positively predict teachers' beliefs. 3) Teachers' professional identity has a masking effect on the influence of teaching efficacy on teachers' beliefs; that is, the influence of teachers' teaching efficacy on teachers' beliefs will be enhanced after the variables of teachers' professional identity are added.

Keywords

Teaching Efficacy, Teachers' Professional Identity, Teachers' Beliefs, Student Teacher, The Masking Effect

师范生教学效能感对其教师信念的影响：教师职业认同的遮掩效应

赵唯^{1,2}, 周宁³, 杨金花^{1,2*}

*通讯作者。

¹北京联合大学师范学院心理系, 北京

²北京联合大学儿童与青少年学习与心理发展研究所, 北京

³北京四中璞琨学校, 北京

Email: yangjinhua1981@163.com

收稿日期: 2020年3月31日; 录用日期: 2020年5月11日; 发布日期: 2020年5月18日

摘要

目的: 本研究旨在探讨师范生教学效能感、教师职业认同对其教师信念的影响。**方法:** 采用教学效能感量表、教师职业认同量表和教师信念量表, 对北京市三所师范类大学400名师范生进行调查(有效被试382人)。**结果:** 1) 师范生的性别和年级在教师职业认同、教师信念以及教学效能感量表上的得分有显著差异; 2) 师范生的教师职业认同可负向预测教师信念, 而教学效能感对教师信念有正向预测作用; 3) 教师职业认同在教学效能感对教师信念的影响中存在遮掩效应, 即加入教师职业认同变量后, 师范生的教学效能感对教师信念的影响会增强。

关键词

教学效能感, 教师职业认同, 教师信念, 师范生, 遮掩效应

Copyright © 2020 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 文献综述

“十二五”国家中长期教育改革规划指出, 要推进教育改革, 提高教师培养质量。师范生作为预备教师正是国家培养的目标群体。师范生的培养更应注重提升教育教学工作密切相关的专业特质和心理素养, 以便让师范生在未来可以更好更快地适应教师这一岗位。因此, 提高师范生的教师信念对其从事教师行业有重要的意义。吕国光(2004)对教师群体的研究发现, 教师的教学效能感与教师职业认同对教师信念有显著影响。近些年来, 在职教师的流失率越来越高(Hong, 2010)。对师范生的调查研究发现, 受调查的师范生中, 仅有一半的学生喜欢并认为自己适合教师这个职业, 有约 13%的师范生并不喜欢且认为自己不适合教师这个职业(程巍, 王在勇, 王瑶, 2008)。本研究对本科师范生进行调查, 了解师范生的教学效能感、教师职业认同对其教师信念的影响。

教师信念是信念系统中的一个部分, 教师信念是处于教师个体信念系统中的某一个层次; 教师信念是以“中心 - 边缘”的方式组织, 越靠近中心的教师信念越难改变; 中心的教师信念发生改变会导致整个教师信念的变化; 有些教师信念能意识到, 且能用语言有效表达, 而有些则不能(林一钢, 2008)。吕国光(2004)提出教师信念是指教师在教学情境与教学历程中, 对教学工作、教师角色、课程、学生、学习等诸多因素所持有信以为真的观点, 其范围涵盖教师的教学实践经验与生活经验, 构成一个相互关联的系统。教师信念包括了学生管理、课程与教学管理、教学与评价和学生学习四个维度。

教学效能感的概念理论上来源于班杜拉(self-efficacy)的自我效能概念。所谓自我效能, 是指个人对自己在特定情境中是否有能力去完成某种行为的期望(辛涛, 申继亮, 林崇德, 1995)。Ashton 和 Webb (1982)研究认为

教学效能感是一个多维度结构，可以把教师教学效能感分为一般教育效能感和个人教学效能感两个维度(俞国良, 辛涛, 申继亮, 1995)。一般教育效能感是指教师对影响学生发展的教育的认知和判断, 个人教学效能感是指教师认为具有完成教学活动能力的教学行为的主观认识、判断与评价(杨苏圆, 柳军, 2019)。

教师职业认同是身份认同中的一部分, 身份认同是主体自身的一种认知与描述, 通过对自我身份的认同, 确定自己在社会生活中扮演着怎样的角色, 从而获得心理上的归属感和自我存在的意义, 这种认同感不仅对自我发展具有重要的意义, 对于社会的发展也起着不可估量的作用(刘屹, 2009)。教师职业认同是个体对与教学有关的活动、知识、信念和态度的表达(Volkmann & Anderson, 1998)。内在价值认同, 指个体对自己所从事的职业感到喜欢, 认为有价值, 能产生满足的积极情感, 有主动的心理投入以维持教师职业的愿望。外在价值认同, 指个体因为伴随职业的外部强化(如工作环境、条件及社会地位等)而表现出趋近职业的要求。意志行为认同, 指个体持续进行职前准备和不改变职业选择的意志行为倾向(赵宏玉, 兰彦婷, 张晓辉, 张燕, 2012)。

本研究探讨师范生教学效能感、教师职业认同对其教师信念的影响, 并预测教师职业认同在教学效能感和教师信念之间存在中介作用, 见图 1。

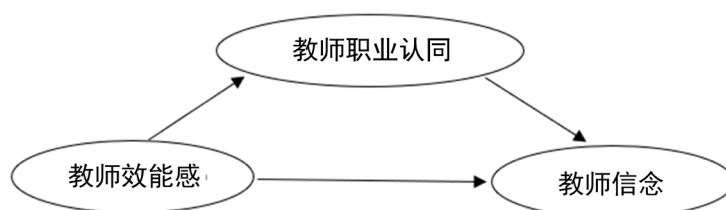


Figure 1. The Relationship of teaching efficacy, teachers' professional identity and teachers' belief
图 1. 教学效能感、教师职业认同和教师信念的关系

基于此, 本研究做出假设: 1) 教学效能感可以正向预测教师信念; 2) 教师职业认同可以正向预测教师信念; 3) 教师职业认同在教学效能感对教师信念的影响起中介作用。

2. 研究结果

2.1. 研究被试

本研究调查对象为北京三所师范类高校大一至大四的师范生 400 人, 获得有效问卷 382 份, 其中男女生人数分别是 151 和 231 人, 大一年级到大四年级的人数分别是 67、196、45 和 74 人。

2.2. 研究工具

2.2.1. 《教学效能感问卷》

Moran 等人(2001)编制的《教学效能感问卷》, 该量表共计 39 个项目分为两个维度的。其中一般教育效能感包括 24, 27, 31, 36, 38 题, 全部为反向计分; 个人教学效能感包括 1~23, 25~26, 28~30, 32~35, 37, 39 题, 其中反向计分题目为 35 题。问卷打分方式为六点量表, 信度为 0.93, 各维度信度系数为 0.87、0.85, 一般教育效能感、个人教学效能感、教学效能感总分的信度系数分别为 0.58、0.83、0.77(闫俊斌, 2012)。

2.2.2. 《教师职业认同量表》

赵宏玉等人在 2012 年编制的《教师职业认同量表》, 该量表共计 15 个项目分为三个维度, 其中内在价值认同包括 1, 4, 7, 10, 12, 14, 15 题, 外在价值认同包括 2, 5, 8 题, 意志行为认同包括 3, 6, 9, 11, 13 题。问卷打分方式为六点量表, 问卷信度系数为 0.91, 各维度的系数 0.90、0.97、0.82, 内在

价值认同、外在价值认同、意志行为认同、教师职业认同的信度系数分别为 0.70、0.59、0.74、0.85 (赵宏玉, 兰彦婷, 张晓辉, 张燕, 2012)。

2.2.3. 《教师信念量表》

吕国光 2004 年编制的《教师信念量表》，该量表共计 38 个项目，分为四个维度。其中学生管理维度是 1~12 题，其中反向计分题目为 1, 3, 7, 8, 9, 11, 12；课程与教学计划维度是 13~20 题，其中反向计分题目为 14, 15, 16, 18；教学与评价是 21~32 题，其中反向计分题目为 25, 28, 30, 31, 32；学生学习是 33~38 题，其中反向计分题目为 33, 34, 35, 36, 37, 38。问卷打分方式为六点量表，信度系数为 0.94，分半信度为 0.92，各维度系数分别为 0.82、0.82、0.88、0.71，学生管理、课程与教学计划、教学与评价、学生学习的信度系数分别为 0.77、0.69、0.76、0.79、0.92 吕国光(2004)。

2.3. 数据分析方法

采用 spss25.0 统计软件对回收数据进行描述性分析、*t* 检验、多因素方法分析、相关分析和回归分析。

2.4. 教学效能感、教师职业效能感、教师信念的描述性统计

教学效能感总分的均值为 4.54，标准差为 0.34；教师职业认同总分的均值为 4.139，标准差为 0.468。教学信念总分的均值为 3.726，标准差为 0.639。

2.5. 师范生人口学变量在教学效能感、教师职业认同和教师信念得分上的差异性分析

本研究关注的人口学变量包括性别和年级。

2.5.1. 师范生的人口学变量在教学效能感方面的差异性检验

性别和年级在一般教育效能感上的得分有显著差异($p < 0.05$)。具体表现为，女生的一般教育效能感显著高于男生($M_{女} = 13.24, SD_{女} = 4.347; M_{男} = 11.74, SD_{男} = 3.251, t(380) = -3.619, p < 0.001, Cohen's d = 0.41$)；大二年级的一般教育效能感显著高于其他三个年级($M_{大一} = 12.37, SD_{大一} = 3.485; M_{大二} = 13.46, SD_{大二} = 4.394; M_{大三} = 11.24, SD_{大三} = 3.419; M_{大四} = 11.58, SD_{大四} = 3.197; F(3,378) = 6.672, p < 0.001, \eta^2 = 0.05$)。

2.5.2. 师范生的人口学变量在教师职业认同方面的差异性检验

性别在内在价值认同、意志行为认同和教师职业认同总分上的得分有显著差异($p < .05$)，年级在外在价值认同、意志行为认同和教师职业认同总分上的得分有显著差异。具体表现为，男生的内在价值认同、意志行为认同和教师职业认同总分显著高于女生($M_{内在男} = 30.19, SD_{内在男} = 2.888; M_{内在女} = 29.15, SD_{内在女} = 4.124; t(380) = 2.709, p = 0.007, Cohen's d = 0.31; M_{意志男} = 20.80, SD_{意志男} = 2.805; M_{意志女} = 19.85, SD_{意志女} = 3.849; t(380) = 2.62, p = 0.009, Cohen's d = 0.3; M_{总男} = 63.39, SD_{总男} = 5.876; M_{总女} = 61.24, SD_{总女} = 8.929; t(380) = 2.615, p = 0.009, Cohen's d = 0.3$)，大一和大四年度师范生的外在价值认同、意志行为认同和教师职业认同总分的得分显著高于大二年级($(M_{大一外在} = 12.9, SD_{大一外在} = 1.416; M_{大二外在} = 11.96, SD_{大二外在} = 2.281; M_{大四外在} = 12.59, SD_{大四外在} = 1.901; F(3,378) = 4.009, p = 0.008, \eta^2 = 0.031; M_{大一意志} = 21.27, SD_{大一意志} = 2.756; M_{大二意志} = 19.59, SD_{大二意志} = 3.832; M_{大四意志} = 20.68, SD_{大四意志} = 2.591; F(3,378) = 4.942, p = 0.002, \eta^2 = 0.038; M_{大一总} = 63.88, SD_{大一总} = 5.65; M_{大二总} = 60.94, SD_{大二总} = 8.708; M_{大四总} = 63.23, SD_{大四总} = 5.849; F(3,378) = 3.131, p = 0.026, \eta^2 = 0.024$)。

2.5.3. 师范生的人口学变量在教师信念方面的差异性检验

性别和年级在学生管理、课程与教学计划、教学与评价、学生学习和教师信念总分上的得分有显著差

异($p < 0.05$)。具体表现为,女生的学生管理、课程和教学计划、教学与评价、学生学习以及教师信念总分显著高于男生($M_{\text{管理女}} = 47.1, SD_{\text{管理女}} = 8.929; M_{\text{管理男}} = 41.06, SD_{\text{管理男}} = 5.816; t(380) = -7.348, p < 0.001$, Cohen's $d = 0.84; M_{\text{课程女}} = 32.37, SD_{\text{课程女}} = 5.999; M_{\text{课程男}} = 29.56, SD_{\text{课程男}} = 4.923; t(380) = -4.799, p < 0.001$, Cohen's $d = 0.54; M_{\text{教学女}} = 50.33, SD_{\text{教学女}} = 7.718; M_{\text{教学男}} = 46.4, SD_{\text{教学男}} = 6.552; t(380) = -5.166, p < 0.001$, Cohen's $d = 0.58; M_{\text{学习女}} = 17.9, SD_{\text{学习女}} = 6.28; M_{\text{学习男}} = 15.17, SD_{\text{学习男}} = 4.864; t(380) = -4.542, p < 0.001$, Cohen's $d = 0.51; M_{\text{总女}} = 147.7, SD_{\text{总女}} = 25.59; M_{\text{总男}} = 132.18, SD_{\text{总男}} = 18.593; t(380) = -6.426, p < 0.001$, Cohen's $d = 0.73$);大二年级师范生的学生管理、课程与教学计划、教学与评价、学生学习以及教师信念总分显著高于其他年级($M_{\text{大一管理}} = 42.37, SD_{\text{大一管理}} = 7.451; M_{\text{大二管理}} = 47.44, SD_{\text{大二管理}} = 9.125; M_{\text{大三管理}} = 41.78, SD_{\text{大三管理}} = 6.263; M_{\text{大四管理}} = 41.38, SD_{\text{大四管理}} = 5.335; F(3,378) = 16.126, p < 0.001, \eta^2 = 0.113; M_{\text{大一课程}} = 29.58, SD_{\text{大一课程}} = 5.117; M_{\text{大二课程}} = 33.06, SD_{\text{大二课程}} = 6.124; M_{\text{大三课程}} = 29.42, SD_{\text{大三课程}} = 4.003; M_{\text{大四课程}} = 29.12, SD_{\text{大四课程}} = 4.649; F(3,378) = 14.591, p < 0.001, \eta^2 = 0.104; M_{\text{大一教学}} = 47.28, SD_{\text{大一教学}} = 6.228; M_{\text{大二教学}} = 51.04, SD_{\text{大二教学}} = 7.836; M_{\text{大三教学}} = 45.84, SD_{\text{大三教学}} = 7.385; M_{\text{大四教学}} = 45.92, SD_{\text{大四教学}} = 5.823; F(3,378) = 13.928, p < 0.001, \eta^2 = 0.1; M_{\text{大一学习}} = 15.25, SD_{\text{大一学习}} = 4.784; M_{\text{大二学习}} = 18.72, SD_{\text{大二学习}} = 6.164; M_{\text{大三学习}} = 14.98, SD_{\text{大三学习}} = 5.778; M_{\text{大四学习}} = 14.34, SD_{\text{大四学习}} = 4.436; F(3,378) = 15.77, p < 0.001, \eta^2 = 0.111; M_{\text{大一总}} = 134.49, SD_{\text{大一总}} = 20.333; M_{\text{大二总}} = 150.26, SD_{\text{大二总}} = 26.011; M_{\text{大三总}} = 132.02, SD_{\text{大三总}} = 18.867; M_{\text{大四总}} = 130.76, SD_{\text{大四总}} = 16.007; F(3,378) = 20.109, p < 0.001, \eta^2 = 0.138$)。

2.6. 教学效能感和教师职业认同对教师信念的相关分析

从表1可以看出,教学效能感和教师职业认同、教师信念都有明显的正相关, $r_{\text{教职}} = 0.322, p_{\text{教职}} < 0.01$; $r_{\text{效信}} = 0.343, p_{\text{效信}} < 0.01$;教师职业认同和教师信念有明显的负相关, $r_{\text{职信}} = -0.232, p_{\text{职信}} < 0.01$ 。

Table 1. Correlation of teaching efficacy, teachers' professional identity and teachers' belief

表 1. 教学效能感、教师职业认同和教师信念的相关

| | <i>M(SD)</i> | 1 | 2 | 3 |
|----------|-----------------|---------|----------|---|
| 1 教学效能感 | 177.68 (13.26) | 1 | | |
| 2 教师职业认同 | 62.09 (7.927) | 0.322** | 1 | |
| 3 教师信念 | 141.57 (24.273) | 0.343** | -0.232** | 1 |

注: **表示 $p < 0.01$ 。

2.7. 教学效能感、教师职业认同对教师信念的回归分析

教师信念作为因变量,第一层将教学效能感作为自变量,第二层再加入教师职业认同这个自变量。结果显示:放入教学效能感时,回归方程显著, $R^2 = 0.104$, adjusted $R^2 = 0.102$, $F(1,380) = 44.103, p < 0.001$;放入教师职业认同时,回归方程仍显著, $R^2 = 0.237$, adjusted $R^2 = 0.233$, $F(2,379) = 58.906, p < 0.001$ 。具体看每个自变量的影响:教学效能感对教师信念的预测显著, $\beta = 0.456, t(380) = 9.541, p < 0.001$;教师职业认同对教师信念的预测显著, $\beta = -0.388, t(380) = -8.133, p < 0.001$,见表2。这表明教学效能感能够正向预测教师信念;教师职业认同能够负向预测教师信念。

Table 2. Regression analysis of teachers' belief in teaching efficacy and teachers' professional identity

表 2. 教学效能感、教师职业认同对教师信念的回归分析

| | β | <i>t</i> | <i>p</i> | R^2 | 调整后 R^2 | <i>F</i> | <i>p</i> |
|--------|---------|----------|----------|-------|-----------|----------|----------|
| 教学效能感 | 0.456 | 9.541 | <0.001 | 0.104 | 0.102 | 44.103 | <0.001 |
| 教师职业认同 | -0.388 | -8.133 | <0.001 | 0.237 | 0.233 | 58.906 | <0.001 |

2.8. 教学效能感对教师信念的影响：教师职业认同的遮掩效应分析

采用中介效应依次检验的方法，第一步，教学效能感对教师信念的回归；第二步，教师职业认同对教师信念的回归；第三步，教学效能感、教师职业认同对教师信念的回归。以教学效能感为自变量(x)，教师职业认同为遮掩变量(w)，教师信念为因变量(y)。

Table 3. The masking effect of teachers' professional identity is examined in turn

表 3. 教师职业认同的遮掩效应依次检验

| | 标准化回归方程 | 回归系数检验 |
|-----|---------------------------|---|
| 第一步 | $y = 0.322x$ | $SE = 0.089, t = 6.641^{***}$ |
| 第二步 | $w = 0.343x$ | $SE = 0.259, t = 7.118^{***}$ |
| 第三步 | $y = 0.456x$ $-0.388w$ | $SE = 0.087, t = 9.541^{***}$ $SE = 0.146, t = -8.133^{***}$ |

SE 表示标准误，***表示 $p < 0.001$ 。

如表 3 所示，其数学模型可由上述的回归方程描述。由于依次检验都是显著的，且一正一负，所以教师职业认同是遮掩效应，即遮掩效应是指间接效应 ab 与直接效应 c' 的方向相反，即一正一负(温忠麟，叶宝娟，2014)，见图 2。

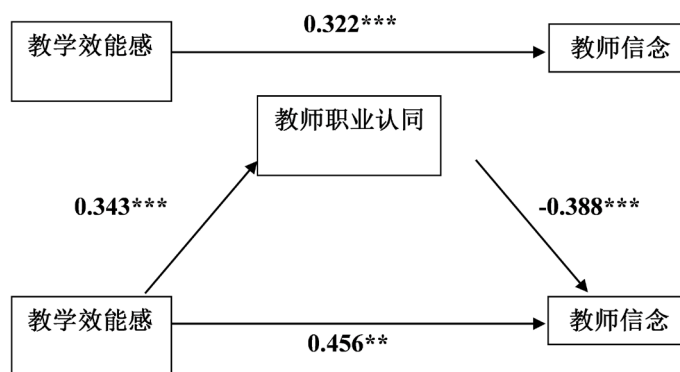


Figure 2. The influence of the sense of teaching effectiveness on teachers' beliefs: the masking effect of teachers' professional identity

图 2. 教学效能感对教师信念的影响：教师职业认同的遮掩效应分析

3. 讨论

3.1. 人口学变量在教学效能感、教师职业认同和教师信念上结果分析

研究表明，对于性别而言，女生在教学效能感及其一般教育效能感维度得分和教师信念及其各个维度得分上好于男生，而男生在教师职业认同及其内在价值认同和意志行为认同维度得分上高于女生。根据前人研究(葛明贵，1999)，男生一般倾向于使用实用分析和现实的策略，思维灵活，具有严密逻辑和注重现实的倾向；而女生则注重理想和价值尺度具有指向，未来和跳跃式的思维特点。男生面对教师这个职业有更理性地思考，既然选择了师范专业，就足以表明他们认同教师这个职业。女生在学生管理、课程与教学计划、教学与评价和学生学习等方面更有自己独到的见解，因此他们选择了师范专业的教师信念会更强(张志萍，2019)。再者，女生的教学效能感高于男生，女生更相信自己的教学能力，这可能是受到社会文化的影响，教师这个职业被社会所公认是更适宜女性的，认为女性更具有耐心、细心和母性的宽容等，使得女性在教学上自信心更强(郭媛，2007)，因此更易选择教师行业。

对于年级变量来看,大二年级师范生的一般教育效能感和教师信念及其各维度均高于其他年级,这与其他研究大二年级师范生的一般教育效能感与其他年级无显著差异和教师信念会落入低谷的结果相反(孔真真, 2011; 张晓辉, 赵宏玉, 2016),原因可能是,随着大一一年知识的学习,尽管会磨灭一些热情,但同时也在增长教师技能,教师职业知识的增加使师范生相信自己可以胜任教师工作。大一和大四四年级师范生的教师职业认同显著高于大二师范生。大一学生对大学生活充满好奇,对教师职业怀有热情和期待,表现出积极认同的态度(胡洪羽, 张寒梅, 王雨晨, 2019)。到了大二年级,经过一年的学习,很多学生产生迷茫彷徨的情绪,不少学生对自己当初的选择产生怀疑(刘程, 2011)。大四四年级随着知识学习的内容逐步丰富,学生们对于教师职业这个概念也得到了更深一步的理解。通过教育实习,每位师范生开始走进班级,与一线教师进行交流,深刻体会到作为一名老师的酸甜苦辣,会更加深刻的认识这个职业,也更加认同自己的教师身份(胡苗锋, 2012)。

3.2. 教学效能感、教师职业认同与教师信念三者之间的讨论

本研究结果表明,教学效能感和教师信念呈显著正相关,师范生在高等教育学校在个人教学效能感或是在一般教育效能感都树立了正向的价值取向(Hofman, 1988),从一般教育效能感来看,师范生经过训练后能很好地掌握课堂教学进程,把控教学节奏;可以认真的备课和编写教案等,且在个人教学效能感维度中,随着年纪的增长,阅历的增加,面对的事情的变得多样化,这些原因都会使其教师信念呈上升趋势,因此,教学效能感和教师信念呈显著正相关。

教师职业认同和教师信念呈显著负相关,师范生的自我效能感低、非师范生对教师职业的冲击、教师职业薪资待遇低(李兵, 张丽芳, 林海明, 李政, 2019),这些可能是让师范生不认同教师这一职业的原因,但是作为师范生在经历了四年理论课和实践课的学习,师范生相信自己可以胜任教师这一职业,故教师职业认同和教师信念呈显著负相关。

本研究结果表明,师范生的教师职业认同在教学效能感与教师信念之间存在“遮掩效应”。遮掩效应会增加自变量与因变量之间的总效应,也就是说,控制遮掩变量后自变量对因变量的作用力会变大,具体到本研究中,随着教师职业认同这一遮掩变量的加入,使得教学效能感对教师信念的作用变大,因此教师职业认同在师范生的教学效能感和教师信念之间存在遮掩效应。

4. 对策与建议

4.1. 鼓励男生进入教师行列

受到社会文化的影响,教师职业被社会所公认是更适宜女性,女性更具有耐心、细心和母性的宽容等(Hofman, 1988),特征使得女性是教师行业的主力军。我们应该增强对于男教师的认可,鼓励更多的男性报考师范专业。

4.2. 严把师范教育入学关

目前,部分师范生受到家庭条件的制约、父母的劝说和社会导向的影响等原因,并非自愿报考师范专业,其对教育事业的热爱程度不高,导致其教师职业认同程度也不高,对于教师行业的情感和工作热情也不高。因此,可以在师范生入学时做到严把关口,提高师范生生源质量(胡洪羽, 张寒梅, 王雨晨, 2019)。

4.3. 提高教师待遇,营造尊师重教风尚

为了吸引更多优秀学生在进入本科时选择师范专业,需进一步切实提高教师待遇(曾丽红, 2010),研究表明,教师的教师职业认同与教师的工作收入呈显著正相关(胡潘, 陈贵琳, 刘莹, 亓洪胜, 2019),故政府应提高教师待遇,改善教师的的生活和工作条件,帮助解决教师实际问题,来增加教师的教师职业认

同。让教师成为令人羡慕的职业，从北京的特殊情况来看，可以用提供落户、保障住房等方式。

4.4. 完善师范生培养和评价机制

目前，师范类高校在教师的培养以及培训机制不完善、对于教师的评价机制也不完善，导致教师的自我效能感较低(岳格妮, 李静莹, 车乒, 2019)，同样，师范生自我效能感最重要的预测因子是师范生在教师教育过程中对教师职业的准备程度(Schepens, Aelterman, & Vlerick, 2009)。师范生相较于教师而言，有更少的实际授课机会，校内对师范生的培养更多在理论上，缺少实践过程，所以给师范生提供去学校实践的机会，会增加师范生的教学效能感。同样，社会上给予教师正确、客观、公正的评价，认可教师的劳动成果等不仅能够增强教师的教学效能感，同样能够增加预备教师即师范生的教学效能感。

Steenekamp 等人(2018)的研究发现，从其他实习教师的经验中学习，能够使它们产生更加积极的教师职业认同，所以，在师范生进行实习过程中，进行实习教师经验交流活动能够加强其教师职业认同。Shirrell 等人(2019)发现，教师对于专业发展的参与比实践更能够预测教师信念，所以教师参与课程开发等过程中，能够加强教师的信念。在师范生的教学上，可以增加对其课程开发的训练，为后续成为教师进行课程开发与完善上打下基础。

4.5. 增强对师范生自身素质培养

教师的学习经历、教师本身拥有的知识和教师自身人格等都是影响教师信念的因素，故教师对于自身能力的评估以及自我意识的培养能够影响教师的教学信念(王迎霜, 蔡文莹, 2019)，而对于知识的积累和自身人格的培养，是在一点一滴中形成的，在对于师范生培养阶段，应加强对于师范生自身素质的培养。首先，要注重师范生的专业知识的提升；其次，要提高师范生自尊、自信、自律和自强的自我意识的培养；最后，锻炼师范生应对课堂突发状况的能力。由此，来提高师范生的教师信念。

5. 结论

- 1) 师范生的性别和年级的人口学变量在教学效能感中的一般教育效能感、教师职业认同和教师信念上的得分有显著差异；
- 2) 教学效能感对教师信念呈正向预测，教师职业认同可负向预测教师信念；
- 3) 师范生的教师职业认同在教学效能感对教师信念的影响中存在遮掩效应，即教师职业认同这一遮掩变量的加入，会增大师范生教学效能感对教师信念的影响。

基金项目

本项目获得北京联合大学 2017 年面向特色学科科研项目(KYDE40201705)和北京联合大学师范学院 2019 年院级引导性科研项目“师范+”跨学科创新研究项目(4 号)的支持。

参考文献

- 曾丽红(2010). 免费师范生职业认同现状调查与对策建议. 博士论文, 重庆: 西南大学.
- 程巍, 王在勇, 王瑶(2008). 高等师范教育专业学生的中小学教师职业认同现状调查. *教师教育研究*, 20(5), 45-48.
- 葛明贵(1999). 师范大学生思维方式测试研究. *健康心理学杂志*, 7(2), 201-202.
- 郭媛(2007). 高中新课程中教师教学效能感的调查研究. 博士论文, 大连: 辽宁师范大学.
- 胡洪羽, 张寒梅, 王雨晨(2019). 地方高校化学师范生对教师职业认同现状及影响因素调查研究. *化学教育*, 40(12), 62-67.
- 胡苗锋(2012). 免费师范生教师职业认同研究. 硕士论文, 上海: 华东师范大学.

- 胡潘, 陈贵琳, 刘莹, 亓洪胜(2019). 普通高校教师职业认同感和工作收入对主观幸福感的影响研究. *文化创新比较研究*, (3), 190-192.
- 孔真真(2011). *师范生教育教学信念及其影响因素*. 硕士论文, 长春: 东北师范大学.
- 李兵, 张丽芳, 林海明, 李政(2019). 新进教师职业认同变化调查——基于免费师范毕业生的追踪研究. *高教探索*, 189(1), 113-119.
- 林一钢(2008). 教师信念研究述评. *浙江师范大学学报(社会科学版)*, 33(3), 79-84.
- 刘程(2011). *公费师范生政策认知与教师职业认同相关性研究*. 硕士论文, 长春: 东北师范大学.
- 刘屹(2009). 影响免费师范生职业认同的因素分析与对策思考. *新课程研究: 下旬*, (7), 5-8.
- 吕国光(2004). *教师信念及其影响因素研究*. 博士论文, 兰州: 西北师范大学.
- 王迎霜, 蔡文莹(2019). 英语教师信念因素研究. *英语广场: 学术研究*, (9), 161-162.
- 温忠麟, 叶宝娟(2014). 中介效应分析: 方法和模型发展. *心理科学进展*, 22(5), 731-745.
- 辛涛, 申继亮, 林崇德(1995). 教师个人教学效能感量表试用常模修订. *心理发展与教育*, 11(4), 22-26.
- 闫俊斌(2012). *教育实习前后师范生教学效能感的调查研究*. 博士论文, 金华: 浙江师范大学.
- 杨苏圆, 柳军(2019). 农村中小学青年教师教学效能感实证研究. *教育导刊*, 653(3), 34-40.
- 俞国良, 辛涛, 申继亮(1995). 教师教学效能感: 结构与影响因素的研究. *心理学报*, 27(2), 159-166.
- 岳格妮, 李静莹, 车乒(2019). 影响青年外语教师自我效能感的客观因素及策略. *咸阳师范学院学报*, 34(4), 100-102.
- 张晓辉, 赵宏玉(2016). 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. *中国特殊教育*, (5), 75-82.
- 张志萍(2019). *全日制教育硕士教师职业认同研究*. 博士论文, 长春: 东北师范大学.
- 赵宏玉, 兰彦婷, 张晓辉, 张燕(2012). 免费师范生教师职业认同量表的编制. *心理与行为研究*, 10(2), 143-148.
- Hofman, M. J. E. (1988). Professional Identity in Institutions of Higher Learning in Israel. *Higher Education*, 17, 69-79. <https://doi.org/10.1007/BF00130900>
- Hong, J. Y. (2010). Pre-Service and Beginning Teachers' Professional Identity and Its Relation to Dropping Out of the Profession. *Teaching & Teacher Education*, 26, 1530-1543. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2010.06.003>
- Schepens, A., Aelterman, A., & Vlerick, P. (2009). Student Teachers' Professional Identity Formation: Between Being Born as a Teacher and Becoming One. *Educational Studies*, 35, 361-378. <https://doi.org/10.1080/03055690802648317>
- Shirrell, M., Hopkins, M., & Spillane, J. P. (2019). Educational Infrastructure, Professional Learning, and Changes in Teachers' Instructional Practices and Beliefs. *Professional Development in Education*, 45, 599-613. <https://doi.org/10.1080/19415257.2018.1452784>
- Steenekamp, K., van der Merwe, M., & Mehmedova, A. S. (2018). Enabling the Development of Student Teacher Professional Identity through Vicarious Learning during an Educational Excursion. *South African Journal of Education*, 38, 1-8. <https://doi.org/10.15700/saje.v38n1a1407>
- Volkman, M. J., & Anderson, M. A. (1998). Creating Professional Identity: Dilemmas and Metaphors of a First-Year Chemistry Teacher. *Science Education*, 82, 293-310. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1098-237X\(199806\)82:3<293::AID-SCE1>3.0.CO;2-7](https://doi.org/10.1002/(SICI)1098-237X(199806)82:3<293::AID-SCE1>3.0.CO;2-7)