**江西特殊教育定向师范生职业认同、领悟社会支持与学习投入的关系**

**摘要** 本研究旨在考察江西特殊教育定向师范生职业认同、领悟社会支持和学习投入之间的关系。从职业认同、领悟社会支持和学习投入三个维度应用量表对241名江西特殊教育定向师范生进行调查。结果发现：（1）江西特殊教育定向师范生在职业认同、领悟社会支持和学习投入方面总体水平较高，但性别差异显著，女生高于男生；（2）江西特殊教育定向师范生在职业认同、领悟社会支持和学习投入方面存在年级差异，低年级基础段学生的得分高于中高年级大专段的得分；（3）江西特殊教育定向师范生职业认同、领悟社会支持和学习投入之间有显著正相关；（4）领悟社会支持在职业认同与学习投入之间发挥中介作用。**关键词** 职业认同 领悟社会支持 学习投入 江西 特殊教育定向师范生

**分类号** G760

1 引言

近年来，随着我国特殊教育事业的发展，特殊教育教师专业化发展问题受到

越来越多的关注。国家教育部多次印发相关文件，要求加强对特殊教育教师的专业性管理，指导特殊教育专业人才发展。教育部明确指出，自2020年开始，中小学教师资格考试将逐步增设“特殊教育”学科。特殊教育教师走专业化道路，这不仅是国家政策的鞭策，更是由教育对象的特殊性决定的。特殊儿童由于身心方面存在障碍，或因智力障碍、或因生理障碍的差异性使得任课教师无法采用统一的教材和课程来进行教学，这就需要特殊教育教师注重个别差异，采取教育与康复相结合的手段，因此，相比普通教育，特殊教育更需体现专业化。[1]特殊教育师范生的职业认同关系到特殊教育教师的专业化发展。目前，对特殊教育教师专业化研究重点放在在职的教师方面，而对职前阶段师范生的职业认同的研究文献较少。基于职业认同的重要性，对特殊教育定向师范生进行职业认同的研究十分必要。

近年来，因积极心理学的兴起，学习投入渐渐走进学者研究视野。学习投入

是反映学生积极心理的重要指标，与学生的学习质量息息相关。[2]研究发现，师范生的职业认同与学习投入显著相关。[3]需要找到在这两者间发挥重要作用的变量，据前人研究，发现领悟社会支持是重要的一个变量。领悟社会支持指的是个体因受到尊重、被理解、被支持的积极情感态度体验。[4]大量研究表明，学生觉察到的社会支持越多，越会以积极态度投入学习。[5]目前，鲜有将职业认同、领悟社会支持和学习投入三者之间的关系放在一起研究，这值得进一步探讨。

随着2007年江西省出台的定向“定向培养农村中小学教师”政策出台，从

初中、高中选录一批成绩优秀的学生作为定向培养师范生到指定地方师范院校去接受教育，毕业后回到当地从事基础教育教学工作。这一举措有力地补充了农村教育师资的不足，特殊教育定向师范生也在其中之列。该举措实施有十来年，江西特殊教育师范生职业认同现状如何，与学习投入有什么关系，社会支持在其中是否发挥了重要作用？本研究期望解决这些问题，以期为提高江西省及其它地区培养定向师范生质量、提升特殊教育质量提供参考依据。

2 理论模型构建

职业认同这一概念最早是从心理学家Erikson的“自我同一性”（ego identity）理论发展而来的。Nixin(1996)指出职业认同是用特定的工作条件来刻画一个职业团体特征的心理变量,Moore和Hofman(1998)则从认同的内容出发,认为职业认同是“个体在多大程度上认为自己的职业角色是重要的有吸引力的与其他角色是融洽的”。另外,Ashforth、Mael(1992)等认为,在一个组织中个体具有复合的群体特征,个体认同的实体可能是工作单位、子单位、组织或是专业团体。对不同工作的认同、对专业团体的认同,可以认为是对某一专业领域或职业的认同。显然,学者们界定职业认同内涵时所选取的着力点存在差异。

本文结合学者们的相关研究，将教师职业认同定义为：教师从内心接受、认同教师行业，给予教师职业积极评价，愿意长期从事教师这一职业的主观体验。

关于领悟社会支持的概念，研究人员给出了不同的定义，张玉琴在《大学生领悟社会支持对生涯适应力的影响：一般自我效能感的中介作用》一文中指出，领悟社会支持是指个体对社会支持的期望和评价，是对可能获得的社会支持的信念。罗世兰 张大均在《儿童心理虐待与孤独感的关系:领悟社会支持和希望的链式中介作用》中指出，领悟社会支持是个体主观体验到的支持，指的是个体感到在社会中被尊重、被支持、被理解的情绪体验或满意程度。本研究倾向于后者的界定，将领悟社会支持定义为个体在社会中因受尊重、受支持、被理解时产生的情感体验和满意态度。

有学者认为，学习投入是指学生在学业学习过程中所投入的心力总和。[6]陈琦、刘儒德认为学习投入是指激励并维持学生投向某一目的的学习行为的动力倾向。[7]本研究认为学习投入是一种指向于学习的反映学生积极情感的心理状态。

蔡文伯、赵芸在调查新疆免费师范生职业认同的现状后发现，性别和生源地方面不存在差异，而在是否是独生子女、专业、年级、民族以及家庭月收入上有显著差异。[8]张燕 赵宏玉等考察了741名免费师范生的教师职业认同状况与学习动机的关系，结果发现，职业认同和学习动机之间存在显著正相关，外部学习动机在两者间起到部分中介作用。[9]张晓辉、 赵宏玉以733名免费师范生的被试，采用问卷测量法，测量出免费师范生的教师心理支持、专业支持及支持的总体水平与免费师范生的职业认同之间有显著正相关。[10]程丽娜研究发现领悟社会支持在家庭社会经济地位与学习投入之间起中介作用。[11]张玉红、王春晖考察了新疆特殊教育师范生的职业认同特点，认为当地师范生的职业认同、领悟社会支持和学习投入三者间有显著正相关，领悟社会支持在其中起着中介作用。[12]

综合上述的文献，研究模型如图1所示

H1

H3

H2

图1

3 研究设计

3.1 研究对象

本研究以江西省特殊教育专业定向师范生为研究对象。根据江西省教育厅的资料表明: 2019年江西省培养特殊教育定向师范生的高校仅有1所（豫章师范学院），特殊教育定向师范生学生总数为241人，即为本调查之总体。对这所学校所有特殊教育定向师范生进行普查。问卷于2020年4月1日以问卷星网络形式发放，共填写问卷241份，最后回收有效问卷241份，有效问卷回收率为100%。

3.2 研究工具

为探讨特殊教育定向师范生职业职业认同、领悟社会支持和学习投入之关联性，本研究之问卷题项包含:职业认同、领悟社会支持、学习投入与基本背景资料四个部分。问卷第一部分为职业认同，问卷题项根据王鑫强等编制的《师范生职业认同感量表》(2010)之研究，将职业认同分为十二个题项进行改编，包含职业意愿、职业意志、职业效能四个维度。[13]第二部分为领悟社会支持 ，Zimet等编制，姜乾金等修订的《领悟社会支持量表》，用来测量个人对社会支持程度的主体感受，包括八个项目，从1到7代表认同程度由低(非常不同意)到高(非常同意)。[14]第三部分为学习投入，选用Schaufeli等编制，方来坛等修订的中文版《学习投入量表》，分为七个项目，从1到7代表“非常不同意”和“非常同意”。[15]第四部分为基本资料，主要内容是有关定向师范生之基本信息，包含:性别、年级、家庭经济状况、家庭中是否有身心障碍人士等。

**4 研究结果**

本研究采用SPSS17.0软件对数据进行整理分析。

4.1基本资料描述统计

通过调查最终回收241个有效样本，样本基本情况如表1所示：

表1 基本资料描述统计

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 类别 | 频率 | 百分比 |
| 性别 | 男性 | 49 | 20.3 |
| 女性 | 192 | 79.7 |
| 年级 | 2015级 | 42 | 17.4 |
| 2016级 | 42 | 17.4 |
| 2017级 | 38 | 15.8 |
| 2018级 | 75 | 31.1 |
| 2019级 | 44 | 18.3 |
| 低保户 | 是 | 34 | 14.1 |
| 否 | 207 | 85.9 |
| 身心障碍人士 | 有 | 21 | 8.7 |
| 无 | 220 | 91.3 |

4.2 信度分析

信度即可靠性，它是指根据测量工具所得到的的测量结果的一致性或稳定性。我们一般用α系数（即Cronbach's Alpha）来衡量问卷信度的大小，α系数越大，量表信度越高，即量表的可信性和稳定性越高。Devellis（1991）提出以下观点：α系数如果在0.60至0.65之间的最好不要；α系数值界于0.65至0.70间是最小可接受值；α系数值界于在0.70至0.80之间相当好；α系数值界于在0.80至0.90之间非常好。

从表2可以看出，职业认同、社会领悟支持、学习投入的信度分别为0.864、0.873、0.856，因此说明本研究量表具有较好的信度。

表2 信度分析

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 变量 | α系数 | 题数 |
| 职业认同 | 0.864 | 12 |
| 社会领悟支持 | 0.873 | 8 |
| 学习投入 | 0.856 | 7 |

4.3 共同方法偏差

共同方法偏差是因为数据来源或评分者一致、相同的测量环境、项目语境或项目本身特征所造成的自变量与因变量之间的人为共变，这种潜变量之间的人为共变会对研究结果及结论产生误导。因此本研究harman单因素检验方法对共同方法变异进行检验，把27个题项同时放到一个探索性因子分析中，在未旋转的因素分析结果中，可以提取出6个特征根大于1的因子，其中第一个公共因子的方差解释率为35.321，低于40%。因此，共同方法偏差对本研究结果的影响不大。

4.4 方差分析

在问卷调查分析中，常用的差异检验为独立样本t检验及单因子方差分析。t检验统计法适用于两个平均数的差异检验，其适用的为自变量为二分间断变量、因变量为连续性变量；而单因子方差分析则适用于三个以上群体间平均数的差异检验。本次调查中，性别、是否低保户、是否有身心障碍人士是两分间断变量，年级为三个群体变量，因此采用独立样本t检验及单因子方差分析检验其在职业认同、社会领悟支持、学习投入上是否存在差异。

从表3可以看出，在职业认同中，性别存在显著差异(t=-2.857,p<0.01)，女性要显著大于男性；年级存在显著差异(F=10.119,p<0.001)，通过事后检验得出，2019级、2018级、2016级要显著高于2017级和2015级；在领悟社会支持中，年级存在显著差异(F=6.292,p<0.001)，通过事后检验得出，2019级、2018级要显著高于2017级、2016、2015级；在学习投入中，年级存在显著差异(F=4.394,p<0.01)，通过事后检验得出，2018级要显著高于2017级、2016、2015级，2019级要显著高于2017级、2015级。

表3 职业认同、社会领悟支持、学习投入的差异分析

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 类别 | 职业认同 | 领悟社会支持 | 学习投入 |
| 性别 | 男性 | 3.708±0.605 | 3.600±0.548 | 3.513±0.521 |
| 女性 | 3.945±0.496 | 3.779±0.627 | 3.639±0.573 |
| t | -2.857\*\* | -1.830 | -1.399 |
| 身心障碍人士 | 有身心障碍人士 | 3.952±0.597 | 3.821±0.502 | 3.626±0.561 |
| 无身心障碍人士 | 3.892±0.522 | 3.735±0.625 | 3.612±0.566 |
| t | -0.503 | -0.617 | -0.105 |
| 低保户 | 是低保户 | 3.86±0.562 | 3.706±0.543 | 3.576±0.552 |
| 否低保户 | 3.903±0.523 | 3.748±0.627 | 3.620±0.567 |
| t | -0.436 | -0.371 | -0.422 |
| 年级 | ①2015级 | 3.675±0.509 | 3.464±0.724 | 3.449±0.544 |
| ②2016级 | 3.921±0.518 | 3.610±0.627 | 3.558±0.525 |
| ③2017级 | 3.570±0.424 | 3.615±0.489 | 3.417±0.566 |
| ④2018级 | 4.077±0.527 | 3.945±0.558 | 3.787±0.621 |
| ⑤2019级 | 4.063±0.437 | 3.898±0.539 | 3.698±0.411 |
| F | 10.119\*\*\* | 6.292\*\*\* | 4.394\*\* |
|  | LSD | ⑤、④、②>③、① | ⑤、④>③、②、① | ④>③、②、①  ⑤>③、① |

注：\*表示p<0.05，\*\*表示p<0.01，\*\*\*表示p<0.001，下同。

4.5相关分析

Pearson 相关系数是用来衡量两个定距变量间的线性关系。相关系数的值在-1到1之间，其绝对值越大，表明两者的相关性越强。相关系数越接近于1或-1，相关度越强，反之则越弱。此外，判断相关关系需要综合考虑相关系数和显著性水平，只有在相关系数大于0且显著性水平P<0.05的情况下才能说明变量之间是相关的。因此在控制了性别、是否低保户、是否有身心障碍、年级后，采用Pearson相关系数验证变量之间是否存在相关，从表5可以看出，职业认同与领悟社会支持、学习投入均存在显著正相关关系，相关的大小分别为0.588、0.541；领悟社会支持与学习投入均存在显著正相关关系，相关的大小为0.557。

表5 相关分析

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 平均值 | 标准差 | 职业认同 | 领悟社会支持 | 学习投入 |
| 职业认同 | 3.897 | 0.528 | 1 |  |  |
| 领悟社会支持 | 3.742 | 0.615 | .588\*\*\* | 1 |  |
| 学习投入 | 3.614 | 0.564 | .541\*\*\* | .557\*\*\* | 1 |

4.6 领悟社会支持的中介效应分析

本文根据温钟麟(2004)提出的检验中介效应的方法，检验领悟社会支持的中介效应，也就是说要检验三个方程，分别为X对变量Y的方程，表示为 Y=cx+e1；变量X对中介变量M的方程，表示M=ax+e2;加入变量M后的变量X对Y的影响，表示Y=c’x+bM+e3。

从表6可以看出，回归一中，职业认同对学习投入存在显著的正向预测作用(β=0.562，p<0.001);回归二中，职业认同对领悟社会支持存在显著的正向预测作用(β=0.591，p<0.001);回归三中，职业认同对学习投入存在显著的正向预测作用(β=0.339，p<0.001)，领悟社会支持对学习投入存在显著的正向预测作用(β=0.376，p<0.001)，说明领悟社会支持在职业认同与学习投入之间起到部分中介作用，中介效应占总效应的比值为(0.591\*0.376)/0.562=39.54%。为进一步检验自领悟社会支持的中介效应，本文采用偏差校正的非参数百分位bootstrap法估计具体中介效应的显著性，其中bootsrap为5000次。领悟社会支持的中介效应为0.222，置信区别不包含0(0.139,0.312)，再次说明领悟社会支持在职业认同和学习投入之间的中介作用存在显著的中介效应。

表6 领悟社会支持在职业认同和学习投入之间的中介作用检验

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 标准化回归方程 | R2 | B | SE | β | t | p |
| 回归一 | Y=0.562X | 0.331 | 0.600 | 0.061 | 0.562 | 9.872\*\*\* | 0.000 |
| 回归二 | M=0.591X | 0.418 | 0.688 | 0.062 | 0.591 | 11.136\*\*\* | 0.000 |
| 回归三 | Y=0.339X  +0.376M | 0.413 | 0.363 | 0.071 | 0.339 | 5.142\*\*\* | 0.000 |
| 0.345 | 0.060 | 0.376 | 5.732\*\*\* | 0.000 |

**5 研究结论及启示**

本研究探讨了江西省特殊教育定向师范生职业认同、领悟社会支持和学习投入的关系，揭示了领悟社会支持在职业认同和学习投入之间起着中介变量作用。

研究结果表明，江西特殊教育定向师范生的职业认同、领悟社会支持以及学习投入总体处于中等偏上水平。江西虽属于欠发达省份，但近年来在国家和地方的高度重视和支持下，特殊教育取得了长足进步，特殊教育教师的地位和待遇有了切实保障，加上实行定向特殊教育师范生的举措，遴选一批学业成绩优秀的初中毕业生进入高校学习为期5年的特殊教育专业，毕业后回当地特殊教育学校服务。这一行动，既满足了当地特殊教育师资需求，又解决了大学生就业问题，实现双赢。本研究发现，性别在职业认同中存在显著差异，女生的职业认同普遍高于男生。从男生人数占比来看，男生仅占总人数的20.3%，男女生比例差距大的原因可能与家庭和社会因素有关，社会大众普遍认为教师需要爱心和耐心，尤其是面向特殊儿童的教育更是如此，认为女性比男性选择教师作为职业更为合适。本研究还选取了家庭中是否有身心障碍人士作为研究变量，发现江西特殊教育定向师范生家庭中有身心障碍人士的有21人，占比8.7%，其在职业认同、领悟社会支持和学习投入这三个维度上的得分略高于家庭中没有身心障碍人士的特殊教育定向师范生。在家庭是否是贫困户这一变量中，是低保户的有34人，占比14.1%，但和非低保户相比，在职业认同、领悟社会支持和学习投入这三个维度，两者没有显著差异。

在年级变量上，江西特殊教育定向师范生在职业认同、领悟社会支持和学习投入方面均有显著差异，低年级学生（2018级和2019级）的得分要高于中高年级得分（2017级、2016级和2015级）。出现这一现象不容忽视，原因比较复杂。低年级学生处在基础段，学习的课程类型主要是公共课和教育基础课，还未涉及专业课程，特殊教育教师这个职业对学生来说充满神秘色彩，学生抱有很高的期望，带有理想化的职业追求，在职业意愿、职业价值、职业意志和职业效能四个维度有较高得分。进入大专段，随着专业课程学习的深入以及见习实践活动的进行，学生开始意识到今后要从事的职业与自己的期望有一定的差距，于是部分学生对自身是否适合或胜任未来的职业产生动摇之心，表现出不自信，因此在职业意愿、职业价值、职业意志和职业效能这四个维度的得分出现下降趋势。由此看来，入学第三年，即进入大专段学习的阶段是职业认同的危险期，对此阶段的师范生应加强专业认同教育，给予充分关注并做好预防和疏导工作。

本研究发现，江西特殊教育定向师范生的职业认同与学习投入呈正向相关，说明了对特殊教育教师职业越认同，越愿意花时间和精力在专业学习上。同时也发现，江西特殊教育定向师范生的职业认同和领悟社会支持之间有显著相关，职业认同高的定向师范生可能拥有更有利的社会支持，并能为己所用。导致这一结果的原因可能是因为较强的职业认同是一种积极的心态表现，在人际互动中，倾向于积极的人际知觉。研究还发现，领悟社会支持与学习投入存在显著正相关，这就说明领悟到的社会支持越多，特殊教育定向师范生的学习投入也会更高。

经过中介效应检验，发现领悟社会支持在江西特殊教育定向师范生的职业认同与学习投入之间起着中介作用。这既表明，职业认同对学习投入有直接效应，又反映职业认同通过领悟社会支持这一中介变量产生间接影响，但是学习投入主要受职业认同的影响。这一结果提示我们，要提高江西特殊教育定向师范生的学习投入水平，最重要的是提高师范生的职业认同度，只有让其感受到职业价值和意义，认识到特殊教育领域的广大发展空间，从而激发持久、稳定的学习动力。

职业认同和学习投入之间领悟社会支持起着中介作用的这一发现具有现实意义。这表明，对于职业认同水平较低的特殊教育定向师范生，想要提高其学习投入水平，除了考虑对其进行专业价值的教育，加强人才培养模式的改革之外，还可以通过完善其所在的社会支持网络，使其感受到来自社会支持的力量，对其身心发展具有增益作用，这会在一定程度上有效促进特殊教育定向师范生的职业认同和学习投入水平的提高。

**参考文献：**

[1]张悦歆. [特殊教育教师专业化与特殊需要教育](http://dlib.edu.cnki.net/kns50/detailref.aspx?filename=ZDTJ200402016&dbname=CJFD2004&filetitle=%e7%89%b9%e6%ae%8a%e6%95%99%e8%82%b2%e6%95%99%e5%b8%88%e4%b8%93%e4%b8%9a%e5%8c%96%e4%b8%8e%e7%89%b9%e6%ae%8a%e9%9c%80%e8%a6%81%e6%95%99%e8%82%b2).[中国特殊教育](http://dlib.edu.cnki.net/kns50/Navi/Bridge.aspx?DBCode=cjfd&LinkType=BaseLink&Field=BaseID&TableName=CJFDBASEINFO&NaviLink=%e4%b8%ad%e5%9b%bd%e7%89%b9%e6%ae%8a%e6%95%99%e8%82%b2&Value=ZDTJ),[2004,(02)](http://dlib.edu.cnki.net/kns50/Navi/Bridge.aspx?DBCode=cjfd&LinkType=IssueLink&Field=BaseID*year*issue&TableName=CJFDYEARINFO&Value=ZDTJ*2004*02&NaviLink=%e4%b8%ad%e5%9b%bd%e7%89%b9%e6%ae%8a%e6%95%99%e8%82%b2)：51

[2]张玉红,王春晖.新疆特殊教育免费师范生职业认同的特点及其与学习投入的关系：领悟社会支持的中介作用.中国特殊教育，2018年第3期；

[3]杨明媚.师范生教师职业认同与学习投入的关系.平顶山学院学报，2017，（1）：119-122

[4]Sarason B Ｒ，Pierce G Ｒ，Shearin E N，et al． Perceived social support and working models of self and actual others． Journal of Personality and Social Psychology， 1991，60 ( 2) : 273 － 287

[5]程丽娜.家庭社会经济地位对学习投入的影响：领悟社会支持的中介作用.教育发展研究，2016年4月

[6]刘玉静,杨 洋.基于学习投入的高校课程教学质量评价———基于华东地区 17 所本科高校的实证研究.教育发展研究，2019．9

[7]陈琦，刘儒德．( 2008)．当代教育心理学( 修订版)．北京: 北京师范大学出版社，211 －216．

[8]蔡文伯,赵芸.免费师范生职业认同现状调查及对策研究.当代教育与文化，2015，3

[9]张燕,赵宏玉,齐婷婷, 张晓辉.免费师范生的教师职业认同与学习动机及学业成就的关系研究.心理发展与教育,2011年第6期

[10]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.中国特殊教育，2016年第5期。

[11]程丽娜.家庭社会经济地位对学习投入的影响：领悟社会支持的中介作用.教育发展研究，2016年4月

1. 王鑫强，曾丽红，张大均等.师范生职业认同感量表的初步编制，西南大学学报（社会科学版），201036（5）：152-157
2. 江向东，王希林，马弘.心理卫生评定量表手册（增订版）.北京：中国心理卫生杂志社，1999.131-132

[15]方来坛，时勘，张风华.中文版学习投入量表的信效度研究.中国临床心理学杂志，2008，（6）：618-620