

少数民族教育获得与就业公平感的分析

——基于2017年和2019年中国社会状况综合调查数据

田志鹏

(中国社会科学院社会学研究所,北京 100732)

[摘要] 本文使用2017年和2019年中国社会状况综合调查数据,以25~59周岁人口为分析对象,从“教育—就业—公平感”的视角研究少数民族的就业公平感。应用分段线性回归分析发现:少数民族的教育年数与就业公平感呈现两头高、中间低的关系,完成义务教育是重要的转折点,此前教育年数对就业机会公平感有负向影响,此后为正向;在控制教育的影响后,少数民族的就业公平感显著高于全国平均水平,且少数民族农业劳动者的优势更加明显。基于上述发现,本文认为少数民族的就业公平感是教育普及、政府调控和市场机制共同作用的结果,并建议加大对少数民族中、高等教育和职业教育的支持力度,以此增加少数民族劳动者非农就业的机会,推进少数民族就业结构调整,进一步提升少数民族的就业公平感和获得感。

[关键词] 少数民族;教育获得;就业机会;就业公平感

[中图分类号] G750 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1001-7178(2020)05-0070-10

DOI:10.15946/j.cnki.1001-7178.2020.05.010

一、引言

少数民族的教育和就业一直是政府和学界关注的议题,现有研究既有关关注某个少数民族就业特征的,也有利用普查或大规模抽样数据分析作为一个总体的少数民族的职业结构的。^{[1],[2],[3],[4],[5],[6],[7]}职业是影响个体社会地位的重要因素,职业上的“社会流动”对民族关系和族际交往有重要影响。^[8]现有关于族际就业差异的研究广泛探讨了不同民族在职业获得上的客观差异,以及造成上述差异的社会因素,但还少有研究关注少数民族对于“就业机会公平”的主观认知,更很少有研究将“受教育程度”“就业结构”与“机会公平感”置于同一分析框架中。

笔者认为,在现代社会,就业机会公平感是对于从完成教育到就业(包括未就业)这一过程的主观评价。在职业分层,特别是优质职位稀缺的情况下,公平的竞争机会并不会产生平均的结果,但如果参与者都认为竞争是公平的,即得到其所应得的,那么可以推知大多数乃至全部参与者也会认为结果是公平的。根据塔尔科特·帕森斯(Talcott Parsons)提出的“模式变量”,现代社会以“普遍原则”和“自致因素”评价个体获得的地位,教育是重要的自致因素,教育决定成就也成为一项具有普遍性的原则。^[9]如果接受教育后并未得到期待的回报,则可能会产生不公平感,进而将失败的原因归于民族、性别、家庭等先赋性因素。

从普查数据看,1990—2010年,中国各民族

[收稿日期] 2020-06-30

[作者简介] 田志鹏(1990—),男,天津静海人,博士,中国社会科学院社会学研究所助理研究员,主要研究方向为劳动社会学、发展社会学。

[基金项目] 本文系国家社科基金重大项目“中国社会质量基础数据库建设”(项目编号:16ZDA079)、中国社会科学院创新工程重大项目“全面建成小康社会和‘后小康社会’重大问题研究”“中国社会科学院社会发展指标综合集成实验室”项目的阶段性成果。

[致谢] 本文在写作过程中,北京大学社会学系刘爱玉教授和匿名评审人提供了修改建议。特此致谢!

的教育公平程度显著提高。在 17 个人口在 125 万人以上的少数民族中,农业劳动者比例虽然呈下降趋势,但下降速度较慢。2010 年普查数据表明,除了朝鲜族农业劳动者比例低于汉族外,其他各少数民族农业劳动者比例均明显高于汉族,维吾尔族和哈萨克族在这 20 年间还有所上升。^{[8],[10],[11]}对于我国这样的多民族国家,各民族教育差距不断缩小,而就业结构并未等比例变化,这是一个值得关注和讨论的问题,兼具学术意义和实践意义。

本文使用 2017 年和 2019 年中国社会状况综合调查数据,从“教育—就业—公平感”这一具有内在逻辑的视角入手,研究上述教育与就业结构不匹配的问题,特别关注当前少数民族对于就业机会是否公平的主观看法。使用分段线性回归分析发现:少数民族教育年数与就业公平感呈两头高、中间低的关系,完成义务教育是重要的转折点,此前教育年数对就业机会公平感有负向影响,此后为正向。在控制教育的影响后,少数民族的就业公平感显著高于全国平均水平,且少数民族农业劳动者的优势更加明显。基于上述发现,笔者认为少数民族较高的务农比例在一定程度上是自主选择的结果,当前少数民族的就业公平感是教育普及、政府调控和市场机制共同作用的结果。

二、文献综述与研究假设

(一) 教育与就业机会公平感

教育是现代社会衡量人力资本的核心指标,在探讨就业机会公平感时,教育既是重要的解释变量,又是需要精确控制的变量。个体在衡量其就业机会时,受教育程度是重要的参照变量,人们往往通过对比相同教育程度者的就业状况,来判断自己的就业机会。在研究各民族就业状况时,教育也是重要的解释变量。例如,通过对 1982 年和 1990 年人口普查数据分析发现,随着市场化改革,在较优职业获得方面,教育的作用显著提升,族际差异并不显著。^[3]不同民族在职业分布上的差异主要是教育程度不同带来的,不过这一结论在 20 年后的今天是否仍成立,有待进一步检验。另一项基于甘南藏族自治州合作市藏族、回族和汉族居民调查数据的分析发现,控制教育影响后,在获得高层次职业方面,藏族拥有明显优势,汉族居中,回族处于相对劣势。^[4]

如果在研究中忽略了教育的作用,那么很容易得出不同民族就业机会存在差异的结论,但更为实质、更需要解决的问题其实是各民族教育机会均等的问题。^{[12],[13]}近年来,我国民族教育取得了巨大成就,如前文所述,在关注少数民族教育进步的同时,也需要关注在不同民族之间,教育对职业地位获得影响的差异。^[11]例如,一项基于 2015 年度“21 世纪初中国少数民族地区经济社会发展综合调查”数据的分析发现,在民族地区受教育程度对个体就业公平感具有显著的负向影响,作者给出的解释是我国低技能劳动力市场竞争充分,而高技能劳动力市场竞争不充分。^[14]不过这项针对民族地区样本的研究并未探讨教育的负效应对少数民族是否同样成立,也并未区分不同教育阶段以深入探究上述负效应。

关于目前我国教育与就业公平感之间的关系,存在两种解释。一方面,就我国劳动力市场的特征而言,尽管高等教育的回报率在下降,但接受高等教育仍能为个体在劳动力市场竞争中带来优势,例如,很多岗位明确要求大专以上学历,大学生可能有更强的就业公平感。另一方面,1999 年以来的高等教育扩张逐渐形成了高学历者供大于求,从就业质量看,高等教育的回报有所下降,相对于低学历者,高学历者的公平感可能更低,这是以往研究所发现的教育“负效应”的经验基础。对于少数民族,上述竞争性解释可以表述为假设 1a:其他条件相同,少数民族的教育程度与就业机会公平感呈负相关。

不过,高等教育扩张的一个潜在后果是向下挤占了中等学历者的就业岗位。这些中等学历者一方面接受了较多的教育,一方面又不愿从事纯体力劳动,面对日益减少的合适的就业机会,该群体的就业公平感可能最低。基于此,本文在传统的线性解释基础上,提出了关于教育与就业公平感的曲线关系假设,即教育年数与就业公平感呈两头高、中间低的关系。具体而言,相对于中等教育程度者,低教育程度者和高教育程度者的就业机会公平感更强。确定具体的“转折点”是验证假设的关键,本文认为,我国自 1986 年开始实施九年义务教育,如果接受普及的基础教育后却未带来工作机会的改善,可能会造成受教育者的不公平感,因而初中毕业可能是一个重要的转折点。基于上述分析,本文提出以下两个具体假设:假设

1b 其他条件相同,学历在初中及以下时,少数民族教育程度与就业机会公平感呈负相关;假设 1c 其他条件相同,学历在初中以上时,少数民族教育程度与就业机会公平感呈正相关。

(二) 少数民族就业机会公平感的解释框架

本文提出“教育—就业—公平感”的分析视角,其中“就业”是需要加以控制的中间变量,各民族在实际就业状况上存在差异,这无疑会影响其对就业结果的评价。从人口普查结果看,各民族在职业结构上存在明显的差异。^{[5],[8]}对此有三种不同的解释:一是认为少数民族处于相对劣势地位;^{[1],[7]}二是认为少数民族在就业机会上并没有明显优势或劣势;^[3]三是认为在部分民族地区,少数民族在进入政府机关和事业单位^[2]和高层次职业^[4]上有显著的优势。

在解释上述就业族际差异时,吴晓刚等区分了市场力量和政府力量,并指出前者倾向于扩大民族不平等,而后者则试图促进民族平等。^[2]可以认为,在总体和局部表现出的就业差异是上述两种力量综合影响的结果。现有研究对各民族就业结构差异做了较为充分的解释,但还少有研究关注各少数民族对于就业结果的主观认知,而就业机会公平感无疑是少数民族就业研究的重要维度。本文在解释少数民族对于就业结果的主观认知时,基于“政府—市场”的解释框架,提出三个关于就业机会公平感的假设:(1) 政府促进假设;(2) 市场排斥假设;(3) 民族趋同假设。三个假设分别对应着少数民族就业机会公平感更强(优势论)、更弱(劣势论)以及与全国平均水平无差异(均等论)。

政府力量和市场力量不同的组合会产生不同的结果,进而决定了上述三个假设成立的条件。其一,在政府干预程度高,市场影响较弱时,呈现出政府促进的特征,少数民族的公平感更强。其二,在政府干预低,市场主导劳动力市场时,少数民族可能因其语言、文化融合等问题受到劳动力市场的歧视,呈现出市场排斥的特征,少数民族的公平感更弱。其三,在政府干预与市场排斥达到平衡时,呈现出民族趋同的特征,各民族公平感无差异。当然,从逻辑上说,在无政府干预和无市场排斥的情况下,也可能出现民族趋同,但显然这样的假设与现实情况相去甚远。

本文认为,近些年来我国民族地区经济和社

会的发展迅速,政府在促进民族平等方面,特别是教育和脱贫领域做了大量工作。值得关注的是在政府和市场的共同作用下,当前我国劳动力市场呈现出何种具体的族际差异。例如,马骅基于 2011 年西部民族地区经济社会状况家庭调查数据的研究发现,当前我国民族地区城镇少数民族与汉族人口的就业差异逐渐缩小,这说明在民族地区呈现出均等化趋势。^[6]又如苏丽锋使用 2011 年中国社会状况综合调查数据分析,也发现少数民族的社会态度比汉族更加积极。^[15]这一发现支持了政府促进假设,但在就业领域,少数民族的态度是否仍更加积极,则有待验证。

无论是政府力量还是市场力量,均由多种因素汇聚而成,因此,如何通过变量表达这两种力量,既是研究的难点,也是验证理论假设的关键。吴晓刚等以国有部门代表政府力量,以非国有部门代表市场力量,具有一定的参考价值,只是随着我国市场化改革的推进,劳动力市场国有/非国有部门分割的影响在下降。^[2]而且,这样的操作方式只适用于非农劳动者,无法涵盖包括务农人员在内的全体劳动者。一般而言,少数民族农业劳动者比例较高,这样操作难以全面反映少数民族的就业状况及其对就业结果的认知。本文尝试以“非农”和“务农”的就业特征来测量市场化程度的高低,显然,非农劳动的市场化程度更高,务农则较低。同时,本文认为政府在促进少数民族就业方面做了大量工作,通过比较少数民族务农就业公平感、非农就业公平感和全国平均水平三者之间的关系,验证上文提出的三个理论假设。依上文所述,根据“政府促进假设”的逻辑,少数民族不同就业状态的劳动者的就业公平感如表 1 所示。

按照“市场排斥假设”,表 1 中“少数民族非农”应与“全国平均”互换位置,当然二者也可能无差异,呈现出趋同的特征。因此,上述三个假设可以表达为两个操作化的、有序的具体假设:

假设 2a: 其他条件相同,务农少数民族的就业机会公平感优于非农少数民族。

假设 2b: 其他条件相同,非农少数民族的就业机会公平感优于全国平均水平。

如果这两个假设得到验证,那么经验证据更支持“政府促进假设”,如果只是得到部分证实,需要根据具体的结论,进一步探讨当前少数民族就业机会公平感的形成机制。

表 1 少数民族在“政府促进假设”下的就业机会公平感

| | 就业类型 | 政府力量 | 市场力量 | 就业机会公平感 |
|------|-------|------|------|---------|
| 少数民族 | 务农 | 强 | 弱 | 上 |
| | 非农 | 强 | 强 | 中 |
| 全国平均 | 务农/非农 | 弱 | 弱 | 下 |

三、数据、变量和方法

(一) 数据和样本

本研究使用中国社会状况综合调查(Chinese Social Survey ,简称 CSS) 2017 年和 2019 年两期调查数据研究少数民族的就业机会公平感。CSS 是中国社会科学院社会学研究所主持的一项全国范围内的大型连续性抽样调查项目 ,调查区域覆盖了全国 31 个省/自治区/直辖市 ,具有全国代表性。2017 年和 2019 年的中国社会状况综合调查均访问了 10000 余个家庭 ,样本可推论全国年满 18-69 周岁的住户人口。

由于全国抽样调查样本中少数民族样本较少 ,约占总样本的 8% 左右 ,与少数民族在总人口中所占比例接近。为增强模型结果估计的稳定性 ,本研究合并了 17 年、19 年两期数据 ,能够更加准确地估计少数民族的社会特征;同时 ,合并近两年的数据也不会有明显的时期问题 ,在模型分析时 ,调查年份的效应也会加以控制。

鉴于就业机会公平评价适用于主要劳动力人口 ,本文参照国家统计局的标准 ,将研究对象进一步限定为 25-59 周岁的主要劳动力人口 ,并排除了仍在上学的人 ,从而避免异质性较强的在校生的影响。在删除相关变量缺失值后 ,最终得到有效分析样本 12518 个 ,其中少数民族样本 1014 个 ,占比 8.1%。该值接近“六普”中少数民族在我国总人口中 8.4% 的占比 ,样本的代表性较好。

(二) 变量

就业机会公平感是本研究核心的因变量。CSS 询问了受访者对“工作与就业机会”公平程度的主观认知 ,区分为四个等级 ,依次为非常不公平、不太公平、比较公平和非常公平。该项指标反映了受访者对于当前社会就业机会是否公平的认知 ,限于个体的认知能力 ,该项指标反映的是其对客观就业机会的主观感知 ,因不同群体机会不同 ,主观感知也存在差异。

本研究的核心自变量有三个: 民族、受教育年

数和工作状态。首先 ,民族变量设定为效应变量 ,少数民族赋值为 1 ,其他赋值为-1 ,以样本总平均水平为参照 ,衡量少数民族的效应。其次 ,教育是影响就业机会的重要变量 ,在分析中做连续化处理 ,取值从未上学的 0 年至研究生的 19 年。最后 ,工作状态区分为三个类别: 非农就业(包括只从事非农工作和以非农工作为主); 务农就业(包括只务农和以务农为主); 无业(包括失业和其他未工作类型)。此外 ,本研究考虑了一系列控制变量 ,包括性别、年龄、政治面貌、婚姻状态、户口、宗教信仰、地区、城乡等。其中 ,部分变量做了二分简化处理: 如政治面貌分为群众和党团人士(包括中共党员、共青团员、民主党派); 婚姻区分为“在婚”和“未在婚”(包括未婚、离婚、丧偶、同居); 户口区分为非农业户口和农业户口; 宗教区分为有宗教信仰和无宗教信仰。少数民族和全部样本的变量描述统计信息见表 2。

从表 2 结果看 ,少数民族的就业机会公平感明显优于样本平均水平 ,少数民族认为当前就业机会非常不公平、不太公平的比例均明显低于样本平均水平 ,认为非常公平的比例比样本总平均高出近 10%。可见 ,平均而言 ,少数民族的就业机会公平感更强。在教育方面 ,少数民族的平均受教育年限为 7.78 年 ,与全国平均水平仍存在一定差距。此外 ,从样本描述统计看 ,少数民族非农就业比例偏低 ,务农的比例较高 ,相应地 ,非农户口的比例也较低 ,农业户口比例较高。当然 ,少数民族有宗教信仰的比例更高 ,反映了少数民族的特点。鉴于少数民族在某些方面的独特性 ,有必要深入探讨影响少数民族就业公平感的具体机制。

(三) 研究方法

基于因变量测量的特性 ,本研究使用“序次 logistic 回归模型”估计自变量对就业机会公平感的影响。序次 logit(ordinal logit) 方程利用了因变量取值的有序性 ,但对于各类别之间的相对距离不做任何假定 ,符合本研究因变量特征。为完整呈现少数民族教育与就业公平感的关

系,本研究分别使用少数民族样本和全样本进行分析,基于少数民族样本的分析用以验证上文关于少数民族教育与就业公平感的假设,而基于全样本的分析则用以验证本文提出的少数民族就业公平感的理论解释。根据前文对教育

效应的假设,本文分别使用连续线性回归模型和分段线性回归模型(piecewise regression)检验教育的影响,并在此基础上分析不同教育程度、不同就业类型的少数民族就业公平感。模型设定如表3所示。

表2 少数民族和全部样本的变量描述统计表

| 变量 | 少数民族(N=1014) | | 全部样本(N=12518) | |
|-----------|--------------|-------|---------------|-------|
| | 频次 | 百分比 | 频次 | 百分比 |
| 工作和就业机会: | | | | |
| 非常不公平 | 50 | 4.93 | 866 | 6.92 |
| 不太公平 | 253 | 24.95 | 3748 | 29.94 |
| 比较公平 | 516 | 50.89 | 6632 | 52.98 |
| 非常公平 | 195 | 19.23 | 1272 | 10.16 |
| 就业状态: | | | | |
| 非农就业 | 341 | 33.63 | 6008 | 47.99 |
| 务农就业 | 483 | 47.63 | 3208 | 25.63 |
| 无业 | 190 | 18.74 | 3302 | 26.38 |
| 性别: | | | | |
| 男性 | 473 | 46.65 | 5332 | 42.59 |
| 女性 | 541 | 53.35 | 7186 | 57.41 |
| 政治面貌: | | | | |
| 党团人士 | 117 | 11.54 | 1641 | 13.11 |
| 群众 | 897 | 88.46 | 10877 | 86.89 |
| 婚姻: | | | | |
| 在婚 | 853 | 84.12 | 11034 | 88.15 |
| 未在婚 | 161 | 15.88 | 1484 | 11.85 |
| 户口: | | | | |
| 非农业户口 | 226 | 22.29 | 4076 | 32.56 |
| 农业户口 | 788 | 77.71 | 8442 | 67.44 |
| 宗教信仰: | | | | |
| 有宗教信仰 | 300 | 29.59 | 1690 | 13.50 |
| 无宗教信仰 | 714 | 70.41 | 10828 | 86.50 |
| 地区: | | | | |
| 东部地区 | 280 | 27.61 | 4993 | 39.89 |
| 中部地区 | 186 | 18.34 | 4007 | 32.01 |
| 西部地区 | 548 | 54.04 | 3518 | 28.10 |
| 城乡: | | | | |
| 城镇 | 412 | 40.63 | 7221 | 57.68 |
| 农村 | 602 | 59.37 | 5297 | 42.32 |
| 调查年份: | | | | |
| 2017年 | 461 | 45.46 | 6068 | 48.47 |
| 2019年 | 553 | 54.54 | 6450 | 51.53 |
| 教育年限: | | | | |
| 初中(9年)及以下 | 760 | 74.95 | 7954 | 63.54 |
| 初中(9年)以上 | 254 | 25.05 | 4564 | 36.46 |
| 变量 | 平均值 | 标准差 | 平均值 | 标准差 |
| 教育年限 | 7.78 | 4.71 | 9.56 | 4.00 |
| 年龄 | 42.31 | 9.45 | 43.57 | 9.69 |

表3 连续线性回归与分段线性回归的模型设定

| 模型 | 样本 | 自变量 | 交互项 | 回归类型 |
|------|------|------------|-----------|------|
| 模型 1 | 少数民族 | 教育+就业 | 无 | 连续型 |
| 模型 2 | 全样本 | 少数民族+教育+就业 | 少数民族×就业类型 | |
| 模型 3 | 少数民族 | 教育+就业 | 无 | 分段型 |
| 模型 4 | 全样本 | 少数民族+教育+就业 | 少数民族×就业类型 | |

四、模型分析

(一) 连续线性回归模型

根据上文所述研究方法和表 3 的模型设定，

以民族、教育年限、工作状态及相关交互项和其他控制变量为自变量，分别使用少数民族样本和全部样本，对因变量就业机会公平感进行序次 logistic 回归分析，结果见表 4。

表 4 就业机会公平感的序次 logistic 回归分析结果(连续线性模型)

| 变量 | 模型 1(少数民族) | | 模型 2(全样本) | |
|--------------------------|----------------------|-------|-----------------------|-------|
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 少数民族 ^a | — | — | 0.112 [*] | 0.053 |
| 教育年数 | -0.057 ^{**} | 0.017 | -0.018 ^{**} | 0.006 |
| 工作状态 ^b : | | | | |
| 务农 | 0.047 | 0.172 | -0.078 | 0.054 |
| 无业 | -0.484 ^{**} | 0.183 | -0.293 ^{***} | 0.045 |
| 少数民族×务农 | — | — | 0.359 ^{***} | 0.090 |
| 少数民族×无业 | — | — | -0.195 ⁺ | 0.108 |
| 年龄 | 0.004 | 0.007 | 0.003 | 0.002 |
| 女性 ^c | -0.081 | 0.125 | 0.008 | 0.037 |
| 党团人士 ^d | 0.321 | 0.198 | 0.222 ^{***} | 0.054 |
| 在婚 ^e | -0.146 | 0.165 | -0.153 ^{**} | 0.054 |
| 非农业户口 ^f | -0.234 | 0.176 | -0.120 ^{**} | 0.045 |
| 有宗教信仰 ^g | 0.166 | 0.138 | -0.064 | 0.051 |
| 城镇 ^h | 0.188 | 0.149 | 0.027 | 0.041 |
| 调查年份 2019 年 ⁱ | 0.459 ^{**} | 0.146 | 0.151 ^{***} | 0.034 |
| 地区 ^j : | | | | |
| 中部地区 | -0.009 | 0.182 | -0.063 | 0.041 |
| 西部地区 | -0.048 | 0.160 | 0.057 | 0.043 |
| 切点 1 | -3.199 | 0.438 | -3.059 | 0.143 |
| 切点 2 | -1.056 | 0.417 | -0.986 | 0.140 |
| 切点 3 | 1.356 | 0.419 | 1.769 | 0.141 |
| Log likelihood | -1138.084 | | -13845.459 | |
| 样本量 | 1014 | | 12518 | |

注：(1) 因变量编码：非常不公平=1；不太公平=2；比较公平=3；非常公平=4。(2) 参照类：a 样本总平均水平；b 非农就业；c 男性；d 群众；e 未结婚；f 农业户口；g 无宗教信仰；h 农村；i 调查年份 2017 年；j 东部地区。(3) 显著性：⁺ $p < 0.10$ ，^{*} $p < 0.05$ ，^{**} $p < 0.01$ ，^{***} $p < 0.001$

模型 1 结果表明，对于少数民族，教育年数对其就业公平感有显著的负向影响，支持了假设 1a。从系数看，教育年数比率比为 0.95 ($= e^{-0.057}$)，表明教育每增加 1 年，其认为就业非常公平的发生比是原来的 0.95 倍，即下降 0.05 倍。下文将结合分段回归模型的结果进一步解释

其负效应。模型 2 是基于全样本的分析，教育年数同样具有显著的负效应，只是系数由模型 1 的 -0.057 增至 -0.018，教育年数比率比增至 0.98 ($= e^{-0.018}$)。

模型 2 引入了少数民族变量以及少数民族与就业类型的交互项，在此模型中，“少数民族”变

量代表“非农少数民族”，“少数民族×务农”代表务农少数民族。从结果看，两个变量的系数均显著，且务农少数民族的系数为 0.359，表明其就业公平感比非农少数民族更强，证实了假设 2a。另一方面，非农少数民族的系数为 0.112，正向系数表明非农少数民族的就业公平感显著高于全国平均水平，证实了假设 2b。简言之，控制教育和其

他因素后，在就业机会公平感方面：务农少数民族高于非农少数民族，非农少数民族又优于全国平均水平。

(二) 分段线性回归模型

为更加精确地估计教育对就业机会公平感的影响，本文假设教育的影响在初中毕业时存在一个转折点，使用分段线性模型拟合结果见表 5。

表 5 就业机会公平感的序次 logistic 回归分析结果(分段线性模型)

| 变量 | 模型 3(少数民族) | | 模型 4(全样本) | |
|--------------------------|-----------------------|-------|-----------------------|-------|
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 少数民族 ^a | — | — | 0.104 ⁺ | 0.053 |
| 教育年数(0-9年) | -0.118 ^{***} | 0.022 | -0.062 ^{***} | 0.009 |
| 教育年数(10-19年) | 0.080 [*] | 0.035 | 0.026 ^{**} | 0.009 |
| 工作状态 ^b : | | | | |
| 务农 | 0.111 | 0.173 | -0.081 | 0.054 |
| 无业 | -0.397 [*] | 0.184 | -0.265 ^{***} | 0.045 |
| 少数民族×务农 | — | — | 0.353 ^{***} | 0.090 |
| 少数民族×无业 | — | — | -0.211 ⁺ | 0.108 |
| 年龄 | 0.006 | 0.007 | 0.004 [*] | 0.002 |
| 女性 ^c | -0.165 | 0.126 | -0.019 | 0.037 |
| 党团人士 ^d | 0.105 | 0.204 | 0.149 ^{**} | 0.055 |
| 在婚 ^e | -0.099 | 0.166 | -0.130 [*] | 0.054 |
| 非农业户口 ^f | -0.448 [*] | 0.183 | -0.178 ^{***} | 0.046 |
| 有宗教信仰 ^g | 0.124 | 0.138 | -0.066 | 0.051 |
| 城镇 ^h | 0.238 | 0.150 | 0.032 | 0.041 |
| 调查年份 2019 年 ⁱ | 0.473 ^{**} | 0.147 | 0.149 ^{***} | 0.034 |
| 地区 ^j : | | | | |
| 中部地区 | 0.022 | 0.182 | -0.055 | 0.041 |
| 西部地区 | -0.071 | 0.161 | 0.050 | 0.043 |
| 切点 1 | -3.411 | 0.441 | -3.282 | 0.147 |
| 切点 2 | -1.249 | 0.420 | -1.206 | 0.144 |
| 切点 3 | 1.203 | 0.421 | 1.558 | 0.144 |
| Log likelihood | -1128.012 | | -13823.379 | |
| 样本量 | 1014 | | 12518 | |

注：(1) 因变量编码：非常不公平=1；不太公平=2；比较公平=3；非常公平=4。(2) 参照类：a 样本总平均水平；b 非农就业；c 男性；d 群众；e 未结婚；f 农业户口；g 无宗教信仰；h 农村；i 调查年份 2017 年；j 东部地区。(3) 显著性：⁺p<0.10，^{*}p<0.05，^{**}p<0.01，^{***}p<0.001

从表 5 模型 3 的结果看，教育年数对就业公平感的影响是分段的。在教育年数为 0-9 年时，教育的系数为 -0.118，具有显著的负效应，支持了假设 1b；而在教育年数为 10-19 年时，教育的系数为 0.080，具有显著的正效应，支持了假设 1c。从系数结果看，对于初中及以下学历者，教育对就业机会公平感的影响为负，教育年数的比率比为 0.89(= $e^{-0.118}$)，表明教育每增加 1 年，其认

为就业非常公平的发生比是原来的 0.89 倍，即下降 0.11 倍。对于初中以上者，教育的影响则为正，教育年数的比率比为 1.08(= $e^{0.080}$)，表明教育每增加 1 年，其认为就业非常公平的发生比是原来的 1.08 倍。综合模型 1 和模型 3 的结果可知，由于未能充分理解教育影响机制的复杂性，使用连续线性模型将错误地估计教育对就业公平感的影响。模型 3 的结果表明，对于一个完成义务

教育的少数民族劳动者,继续接受教育能够提升其就业公平感,而非降低。

模型 4 为基于全样本分析的结果,两段教育年数的系数同样显著,说明教育对就业公平感的影响在全样本中同样存在。与模型 2 类似,模型 4 中“少数民族”变量代表“非农少数民族”,“少数民族×务农”代表务农少数民族,少数民族变量的系数为 0.104,其比率比为 1.11 ($= e^{0.104}$),这意味着在控制了其他因素后,非农少数民族认为就业非常公平而非其他态度的概率是参照类的 1.11 倍。交互项“少数民族×务农”系数为 0.353,其比率比为 1.42 ($= e^{0.353}$),这表明在控制了其他因素后,务农少数民族认为就业非常公平而非其他态度的概率是非农少数民族的 1.42 倍。两个系数的相对大小及其显著性再次支持了假设 2a 和假设 2b。

(三) 少数民族就业机会公平感的解释

上文模型分析表明,分段线性回归分析能够更加精确地反映教育年数对少数民族就业公平感的影响,而基于全样本的分析也证实了少数民族务农和非农劳动者在就业公平感上的差异。表 1 所列的不同群体就业公平感的相对位置得到了数据支撑,同时也为“政府促进假设”提供了经验证据。如果少数民族非农劳动者的就业单纯由市场配置,那么其就业公平感应该与全国平均水平大致相当或略低,但数据分析表明非农少数民族的

就业机会公平感高于全国平均水平。这说明在政府力量的支持和引导下,从事非农劳动的少数民族仍保持一定的优势。因此,少数民族劳动者的非农就业是政府引导下市场配置的结果。

基于模型 4 的拟合结果,图 1 呈现了不同情况下少数民族分就业类型的条件预测概率,可以更为直观地比较在不同情形下,随教育年数增加,就业机会公平感发生的变化。首先,图 1a 和图 1b 中务农少数民族的折线最低,全国平均的折线最高,图 1c 和 1d 中务农少数民族的折线最高,全国平均的折线最低,意味着其他条件相同,少数民族农业劳动者认为就业机会非常不公平或不太公平的概率更小,认为就业机会比较公平或非常公平的概率更大。当然,务农的折线短于非农和全国平均的折线,因为基本没有受过研究生教育仍从事农业劳动的人。其次,在四个分图中,相对于非农少数民族,务农少数民族的优势随教育年数的增加略有扩大,这意味着受过一定教育的少数民族从事农业劳动是主动选择的结果。最后,从四个分图中均可观察到务农少数民族折线较为平稳,图 1c 最为明显,这说明教育年数对务农少数民族就业公平感的影响较弱,对非农少数民族的影响较强。

少数民族更强的就业机会公平感体现了我国社会主义制度的优越性。与此同时,仍不能忽视少数民族内部显著的异质性。也就是说,对于非

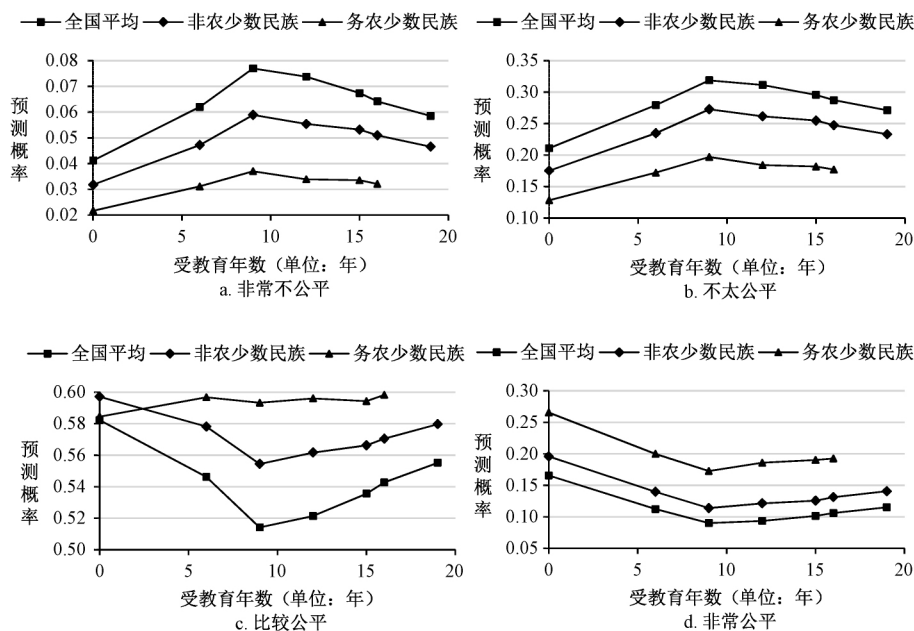


图 1 少数民族四级就业机会公平感的条件预测概率图

农少数民族而言,尽管其相较于全国平均水平仍有一定的优势,但在少数民族群体内部,与务农少数民族相比,却具有更为明显的劣势。在这种社会结构下,对于少数民族而言,转向非农就业意味着相对务农更差的就业公平感。因此,从某种程度上说,对于少数民族的支持显著增强了他们农业就业的机会,却也在一定程度上增加了其转向非农就业的机会成本,而这可能是少数民族就业结构未等比例随其教育水平提高而变化的潜在原因之一。随着我国产业结构的转型升级和各民族教育水平的均等化,如何更好地推动少数民族劳动者融入我国非农就业结构,无疑是未来少数民族教育与就业研究的重点问题。

五、结论与讨论

近年来,我国经济运行面临下行压力,“稳就业”也面临一定压力。就业是最大的民生,关系着社会稳定,因此民众的就业公平感值得关注。本文从“教育—就业—公平感”的视角研究少数民族的就业公平感,通过分析全国代表性数据发现:少数民族的教育年数与就业公平感呈两头高、中间低的关系,完成义务教育是重要的转折点,此前教育年数对就业机会公平感有负向影响,此后为正向;在控制教育的影响后,少数民族的就业公平感显著高于全国平均水平,且少数民族农业劳动者的优势更加明显。在梳理已有研究基础上,本文提出了“政府促进”“市场排斥”和“民族趋同”三个假设解释少数民族的就业机会公平感,并且基于数据分析证实了“政府促进假设”。

本研究所揭示的教育年数与就业公平感的曲线关系具有一定理论和现实意义。首先,不同于直线关系揭示的单向的“负效应”转折的曲线关

系意味着支持少数民族接受更高的教育能够改善其工作机会;相应地,促进民族教育均等化,特别是中、高等教育均等化,对于提升少数民族的就业机会十分重要。其次,在就业机会公平感方面,非农少数民族相对务农少数民族明显的劣势同样值得注意,这意味着少数民族转向非农就业有相对群体内部更高的机会成本,这也是少数民族就业结构未等比例随其教育水平提高而变化的重要原因。最后,平均而言,初中学历的少数民族非农劳动者的就业公平感相对较低,该群体虽受过一定教育,但初中学历对改善其就业机会帮助不大,致使公平感偏低,他们是未来稳就业工作需要重点关注的对象之一。

本研究的结论和发现既证明了我国政府在民族工作方面取得的显著成效,也体现了民族问题的复杂性。基于研究发现,针对少数民族的教育与就业发展问题,本文提出以下几点对策建议:一是加强对初中及以下劳动者的职业技能培训,完善民族地区的职业教育,力求使其在义务教育基础上习得一技之长,从而获得更多就业机会;二是加大对少数民族接受中、高等教育的支持力度,更高的教育程度意味着更多的就业机会和更强的公平感,通过在少数民族地区普及更高水平教育促进其就业结构的调整;三是在民族地区创造更多非农就业岗位,增加非农就业机会,例如,借助独特的文化资源,发展以旅游业为核心的第三产业,同时拓宽少数民族劳动者外出务工的渠道,针对少数民族务工者可能存在的语言和文化问题,开展专门的职业中介。总结而言,在促进各民族教育均等化的同时,多措并举促进少数民族就业结构的相应调整,具有重要而长远的意义。

[参考文献]

- [1] ZANG X. Market reforms and Han-Muslim variation in employment in the Chinese state sector in a Chinese city [J]. *World development*, 2008, 36(11): 2341-2352.
- [2] 吴晓刚, 宋曦. 劳动力市场中的民族分层: 对新疆维吾尔自治区的实证研究 [J]. *开放时代*, 2014(4): 41-60+6.
- [3] HANNUM E, XIE Y. Ethnic stratification in northwest China: occupational differences between Han Chinese and national minorities in Xinjiang, 1982-1990 [J]. *Demography*, 1998, 35(3): 323-333.
- [4] 邓艾. 族际就业差距及其影响因素: 甘南藏区合作市调查与研究 [J]. *民族研究*, 2013(2): 26-37+123-124.
- [5] 马戎. 中国各族群之间的结构性差异 [J]. *社会科学战线*, 2003(4): 174-185.
- [6] 马骅. 民族地区城镇少数民族人口的就业分布与特征: 基于 CHES2011 数据的分析 [J]. *民族研究*, 2015(6): 26-36+123.

- [7] 苏丽锋.少数民族人口流动特征与就业质量研究[J].民族研究,2015(5):16-29+123-124.
- [8] 马戎.我国部分少数民族就业人口的职业结构变迁与跨地域流动:2010年人口普查数据的初步分析[J].中南民族大学学报(人文社会科学版),2013,33(6):1-15.
- [9] PARSONS T. The social system [M]. New York: Free Press, 1951.
- [10] 孙百才,张洋,刘云鹏.中国各民族人口的教育成就与教育公平:基于最近三次人口普查资料的比较[J].民族研究,2014(3):25-36+124.
- [11] 何立华,成艾华.民族地区的教育发展与教育平等:基于最近三次人口普查资料的实证研究[J].民族研究,2015(4):11-21+123.
- [12] 何立华,成艾华.人口较少民族聚居区教育发展问题的实证研究:基于第五、六次全国人口普查的分县数据[J].民族教育研究,2016,27(1):5-12.
- [13] 方跃平,汪全胜.我国少数民族高等教育平等权及其实现路径:基于受教育机会比例平等原则的视角[J].民族教育研究,2019,30(2):42-49.
- [14] 王国洪.民族地区教育收益率差异及其对居民职业选择的影响:基于4515份调查问卷的分析[J].民族教育研究,2020,31(1):97-106.
- [15] 苏丽锋.少数民族职业地位与社会态度研究:基于2011年中国社会状况综合调查数据的分析[J].民族研究,2016(2):42-54+124.

Analysis of Ethnic Education Access and Sense of Employment Equity ——Basing on the 2017 and 2019 Chinese Social Survey Data

TIAN Zhi-peng

(Institute of Sociology, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732)

[Abstract] Adopting data of China's Social Survey in 2017 and 2019, this paper takes the population aged 25-59 as the object of analysis to study the sense of employment equality of ethnic people from the perspective of "education-employment-sense of equality". This paper achieves following findings through using the piecewise-linear regression model: the completion of compulsory education is an important turning point, before which years of schooling had a negative impact on the sense of equity in employment opportunities and after which is positive; after controlling the influence of education, the employment equality of ethnic minorities is significantly higher than the national average, and the advantages of ethnic agricultural workers are more significant. Based on above findings, this paper concludes that the sense of employment equity of ethnic minorities is the result of the joint role of education popularization, government regulation and market mechanism. It also proposes to support for strengthening ethnic middle and higher education and vocational education so as to increase the non-agricultural employment opportunities for ethnic workers, promote the adjustment of ethnic people's employment structure, and further enhance the sense of employment equity among ethnic populations.

[Key words] ethnic minorities; education access; employment opportunity; sense of employment equity

(责任编辑 徐姗姗)