



# 人力资本、家庭禀赋与被征地农民就业

## ——基于 CFPS2014 数据的分析

戚晓明

(南京农业大学 人文与社会发展学院,江苏 南京 210095)

**摘要:**文章基于中国家庭追踪调查(CFPS2014)的数据考察了我国被征地农民就业状况,发现被征地农民群体就业分化明显,总体就业质量良好。通过二元 Logit 回归模型和有序 Logistic 回归模型进一步考察人力资本和家庭禀赋对被征地农民就业分化及就业质量的影响后发现:人力资本对被征地农民就业分化、就业质量均有一定影响,而家庭禀赋则主要对就业分化产生影响,对就业质量的影响并不显著。其中,非学历教育、家庭年收入、母亲受教育年限能显著提高被征地农民的非农就业几率;完全被征地农民比部分被征地农民更易实现非农就业。被征地农民受教育程度越高,就业质量却越低;健康水平越高,就业质量越高。此外,年龄、地区类型、征地补偿状况等控制变量也对被征地农民就业具有不同程度的影响。

**关键词:**被征地农民;就业分化;人力资本;家庭禀赋

**中图分类号:**F323.6   **文献标志码:**A   **文章编号:**1671-7465(2017)05-0059-09

改革开放以来,我国的城镇化水平从1978年的17.92%增长到2015年的56.1%,增长速度迅猛。但与此同时,大量农业土地因城镇扩张等因素被国家依法征收并转化为非农业用地,由此形成了城镇化进程中一个庞大的特殊群体——被征地农民。2011年《中国城市发展报告》提到我国有4000万~5000万农民因征地而失去全部或部分土地<sup>[1]</sup>,且这个数量还以每年约300万的速度递增。国土资源部也预计,到2020年这个数量将在1亿以上<sup>[2]</sup>。

在我国,土地长期以来是农民重要的生产资料和生活来源,是农民安身立命之本。完全或部分失去土地对农民来讲,其影响是不言而喻的。为了在征地之后保障农民的生活,中央及各级政府一直在探索建立经济补偿、就业安置等多种征地安置补偿办法。近年来征地安置补偿办法更是以经济补偿为主,即直接向农民提供征地补偿费而不负责解决就业<sup>[3]</sup>。也就是说,在当前就业形势越来越严峻的情况下,无论是完全丧失土地,还是部分丧失土地的被征地农民都可能要直面劳动力市场,采取市场化方式解决就业问题。所以,一部分农民将面临失业。在顺利就业的被征地农民中则一部分实现非农就业转变,另一部分继续从事农业,就业分化也将由此形成。那么,是什么原因导致了被征地农民的就业分化,使得一部分农民实现非农就业而另一部分没有?他们就业后的就业质量究竟如何?又是什么因素在起作用?等等。由此,本文将着重关注被征地农民就业问题中的就业分化与就业质量,探讨其影响因素,并为城镇化进程中被

**收稿日期:**2017-02-20

**基金项目:**江苏省社会科学基金项目“失地农民市民化过程中的养老保障问题研究”(13SHD019);南京农业大学中央高校基本科研业务费特色智库项目“农村空心化背景下的农村社区能力建设研究”(SKZK2015007);南京农业大学人文社会科学研究基金项目“失地农民市民化过程中的养老保障问题研究”(SKPT2014013)

**作者简介:**戚晓明,女,南京农业大学人文与社会发展学院副教授。E-mail:qixiaoming@njau.edu.cn

征地农民就业状况的改善提供理论参考。

## 一、文献回顾与研究假说

### (一) 被征地农民就业研究现状

补偿、保障和就业是解决被征地农民生存和发展的三个重要方面,其中补偿、保障是基础,而就业是关键<sup>[4]</sup>。就业关系到被征地农民今后长远时期内的生活保障,越来越被人们所关注。从国内文献来看,近年来有关被征地农民就业的研究也越来越多。在研究之初,有关被征地农民就业政策<sup>[5]</sup>及政府责任<sup>[6]</sup>的研究成为重点。有关被征地农民就业现状、问题及原因的研究贯穿始终,这类研究通常比较宽泛,往往罗列一些被征地农民就业的现象如失业率高<sup>[7]</sup>、就业观念落后<sup>[8]</sup>、职业流动性不充分<sup>[9]</sup>等,并指出除了个人因素外,政府不够重视、就业环境不利、职业教育和培训缺乏<sup>[10]</sup>等都是制约被征地农民就业的因素,由此提出相关对策建议。

随着研究的纵深发展,近年来学者们越来越关注被征地农民就业的具体特征及其影响因素,如就业类型、就业分化及就业质量等。例如,叶继红调查发现有 64% 的被征地农民实现就业,且分为政府安置就业和自谋职业两类<sup>[11]</sup>,就业方式分“受雇型”和“自雇型”两种;张晖、温作民等则进一步利用苏州某镇的调研数据分析了被征地农民雇佣就业与创业的影响因素<sup>[12]</sup>;而陈浩、陈雪春等在对长三角调研基础上基于就业模式、非农职业层次、非农收入水平以及养老保障类型等多维度构建了被征地农民就业分化的统计指标体系<sup>[13]</sup>,并发现人力资本、征地补偿方式等因素是主要影响因素,发达地区被征地农民的就业分化并非仅存在由涉农向非农就业模式的外部分化,更可能表现为非农就业结构的内部深度分化<sup>[14]</sup>。在此基础上,一些学者又进一步深入分析了被征地农民就业后的就业质量问题。如王晓刚利用郑州的数据构建了被征地农民就业质量的指标评价体系<sup>[15]</sup>;王晓刚、陈浩利用武汉市的数据分析了人力资本、社会关系网、征地补偿款等因素对被征地农民就业质量的影响<sup>[16]</sup>;王轶、石丹渐通过对北京地区被征地农民的跟踪调查分析其就业质量的演进变化及影响因素<sup>[17]</sup>;马继迁、郑宇清则利用中国家庭追踪调查(CFPS2010)数据探讨了家庭禀赋对被征地农民就业机会与就业质量的影响<sup>[18]</sup>,并发现了家庭禀赋对就业机会与就业质量的积极作用。

综上,学界在被征地农民就业方面的研究已经愈来愈深入,且关注到就业分化、就业质量这些能反映就业状况的具体方面,但研究仍存在不足。就研究的数量而言,目前此类研究仍然偏少。现有的研究也受地域的限制,通常仅对某个具体地区的就业进行分析,缺乏地区间的比较,对全国性调查数据基础上的分析也不足,研究存在很大空间。就研究内容而言,现有的研究往往单独分析就业分化或就业质量。本研究认为就业分化反映了被征地农民就业的表象,就业质量则反映就业的内在实质,两者结合可以更全面地反映出被征地农民就业的状况。在影响因素分析时,一些研究虽说已考虑到人力资本或者家庭禀赋,但将两者结合起来系统考察被征地农民就业的较少。很多研究只零散地涉及到一些个人或家庭性因素。针对这些不足,在既定的宏观制度背景下,本文尝试利用全国性被征地农民的样本,并结合微观层次个体人力资本和中观层次家庭禀赋等系统地分析被征地农民的就业问题<sup>[19]</sup>。

### (二) 人力资本、家庭禀赋与被征地农民就业

美国经济学家舒尔茨于 20 世纪 60 年代提出了人力资本理论。人力资本是指人所拥有的知识、技能、体力(健康状况)等质量因素之和。因而人们可以通过投资教育、培训、健康等来提高自己的“人力资本”存量。人力资本是一种人格化的知识和技能,将使其拥有者在劳动力市场中能够获得更高的收益和回报<sup>[20]</sup>。从 20 世纪开始,人力资本对劳动者就业的影响已经引起了国内外学者的广泛关注。Luft 等人通过不同的模型建立和计量分析得出了人力资本积累尤其是

受教育程度的增加对农民非农就业机会就有积极影响<sup>[21-22]</sup>。我国学者谢勇<sup>[26]</sup>对被征地农民的研究也得到了同样的结论。陈浩、陈雪春进一步证实了人力资本对被征地农民就业分化的重要影响,认为更高的健康水平、教育水平和技能水平能促使被征地农民从事更高级的职业<sup>[13]</sup>。彭国胜、王晓刚等人则论证了人力资本对新生代农民工、被征地农民就业质量的显著影响<sup>[15,23]</sup>。由此,本文提出研究假说1:人力资本对被征地农民就业有一定的影响。具体来讲,人力资本水平越高,被征地农民非农就业的可能性越大(1a);人力资本水平越高,被征地农民的就业质量越高(1b)。

国内外学界对家庭禀赋并没有统一的认识。在各类研究中,家庭因素往往会被考虑到。一般来讲,在国内研究中家庭禀赋往往是指家庭经济资本、家庭文化资本、家庭社会资本、家庭自然资本等。家庭是被征地农民生产和生活的基本单元,被征地农民的就业行为是嵌入于家庭中的。和其他经济行为一样,被征地农民的就业行为也是家庭决策的结果,要充分考虑家庭成员利益最大化<sup>[24]</sup>,也受家庭经济条件、文化背景及社会资本的影响。家庭背景对家庭成员就业的影响是既涉及结果也涉及过程,它会对成员的就业获得、职业发展等发生全面的影响<sup>[25]</sup>。早在20世纪60年代就有学者利用美国的数据分析了父辈教育程度及职业对子辈教育获得及职业地位的积极影响<sup>[26]</sup>,从而彰显了家庭文化资本的作用。父辈的受教育程度越高,子辈在职业方面的成就越大。而家庭财富积累状况和耕地数量与成员外出务工人数和可能性成“U”字型相关关系,经济条件较差和较好的家庭成员倾向于外出务工,而经济条件一般的则不愿意外出<sup>[27]</sup>。经济条件好的家庭也能为成员提供更多的创业资金和生活资金,减少其后顾之忧,增加其创业的机会,从而间接对就业质量产生影响。此外,家庭社会资本则可以为家庭成员提供各种有利的就业资源和信息,有助于他们就业机会的获得、职业的发展及就业质量的提高。由此,本文提出研究假说2:家庭禀赋对被征地农民就业有一定的影响。具体而言,家庭禀赋越丰富,被征地农民非农就业的可能性越大(2a);家庭禀赋越丰富,被征地农民的就业质量越高(2b)。

## 二、数据与变量

### (一)数据来源

本文所使用的数据来源于2014年“中国家庭追踪调查CFPS”项目,该项目由北京大学中国社会科学调查中心负责执行,其目的是通过跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据,反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁。该调查样本覆盖25个省/市/自治区,目标样本规模为16000户,调查对象包含样本家户中的全部家庭成员。本研究在分析被征地农民就业时主要从就业分化和就业质量两个方面入手。由于研究主题是就业,所以样本选取时删除了60周岁及以上、16岁以下的人口,主要考察16~59岁被征地劳动力人口。考虑到以往的研究对是否就业这样的就业分化研究较多,因而本研究里在分析就业分化时主要考虑已就业的被征地农民;加之对变量的考虑和对数据质量的要求,剔除各个变量的缺失值,本研究最终筛选出738个有效样本。本研究采用Stata13.0软件对数据进行整理分析。

### (二)变量测量

#### 1. 因变量

本研究希望系统地表述被征地农民的就业状况。在选择因变量时选取了就业分化和就业质量,以期既能表现就业的表象特征又能反映就业的实质。本研究涉及的被征地农民包括了完全被征地和部分被征地,一些农民在征地之后可能从事非农产业,也可能继续从事农业。因而,本研究中的就业分化主要指农业和非农就业的分化。通过向被调查者询问“您这份工作是农业工作还是非农工作?”,被调查者回答“0=农业工作;1=非农工作”来获得。就业质量则是劳动

者就业状况的综合反映。国内外学者对就业质量提出了一些测量指标,如工作稳定性、收入、工作时长、职业发展、工作满意度等。其中,工作满意度是一种对自身目前职业境遇的主观体验以及对其职业能力实现价值程度的一种比较性评价<sup>[28]</sup>,作为对于工作质量总体状况的测量较为合适,由此本研究通过向被调查者询问“总的来说,您对这份工作有多满意?”,被调查者回答“1=非常不满意;2=不太满意;3=一般;4=比较满意;5=非常满意”来获得。

2. 自变量

人力资本和家庭禀赋是主要自变量。根据文献回顾部分对人力资本的阐述,本研究将人力资本操作化为个人的受教育年限、非学历教育情况和健康状况。在统计时对原问卷中相关变量进行了一定的转化。受教育年限从调查中的受教育程度转化而来;非学历教育情况表达为“0=无;1=有”的二分变量,健康状况为五分变量,经过调整后“1~5”分别表达为“不健康、一般、比较健康、很健康、非常健康”。

根据以往的研究经验,家庭禀赋分为家庭经济资本、家庭文化资本、家庭社会资本、家庭自然资本。经济资本以“过去一年中家庭总收入”这一指标来衡量。家庭总收入包括经营性收入、工资性收入、财产性收入、政府的补助补贴或他人的经济支持等。在统计分析时取对数。家庭文化资本以父母的受教育年限来表达,从调查中的受教育程度转化而来。家庭社会资本是家庭所拥有的社会资源和社会网络关系<sup>[27]</sup>。筛选出的指标为“家庭与非同住亲戚之间交往联络的频率”和“邻里关系程度”。另外,本研究中的被征地农民包括了完全被征地农民和部分被征地农民。为了了解完全被征地农民与部分被征地农民在就业上的差异性,同时也囿于二手资料的限制,家庭自然资本采用家庭土地状况(有、无)来表现。

此外,研究还纳入了性别、年龄、年龄平方项、婚姻状况、地区类型、有无征地补偿、征地补偿总额作为控制变量。研究涉及的所有变量统计量如表 1。

表 1 变量释义与描述统计

变量类型	变量名称	定义	均值	标准差
因变量	就业分化	0=农业工作;1=非农工作	0.515	0.500
	就业质量(工作总体满意度)	1=非常不满意;2=不太满意;3=一般;4=比较满意;5=非常满意	3.405	0.873
人力资本	受教育年限	受教育年限(年)	11.349	2.523
	非学历教育情况	0=无;1=有	0.110	0.313
	健康状况	1=不健康;2=一般;3=比较健康;4=很健康;5=非常健康	3.191	1.164
家庭经济资本	家庭年收入	过去一年中家庭总收入(取自然对数)	10.546	0.901
家庭文化资本	父亲受教育年限	受教育年限(年)	4.299	4.197
	母亲受教育年限	受教育年限(年)	2.134	3.434
家庭社会资本	亲戚交往频率	1=没有交往;2=不常交往(1年1~2次);3=偶尔交往(每半年1~3次);4=经常交往(每月1次)	2.508	0.778
家庭自然资本	邻里关系	1=关系紧张;2=关系一般;3=关系和睦	2.710	0.480
	土地状况	0=无;1=有	0.915	0.278
控制变量	性别	1=男;2=女	1.629	1.457
	年龄	被调查者年龄,以周岁计	40.938	11.002
	年龄平方项	年龄平方/100	17.968	8.744
	婚姻状况	1=未婚/同居;2=已婚有配偶;3=离异/丧偶	1.912	0.352
	地区类型	1=西部;2=中部;3=东部	2.042	0.841
	征地补偿状况	0=无;1=有	0.828	0.378
	征地补偿额	土地征地补偿总额(元)	21129.82	50381.27



三、结果分析

(一) 被征地农民就业现状分析

本研究主要考察了已经就业的被征地农民的就业状况。从表 2 看来,所调查的被征地农民中有超过一半的人(占 51.49%)从事非农就业,有一半不到的人(占 48.51%)依旧从事农业。在本研究考察的样本里被征地农民包括了完全被征地和不完全被征地,一半不到的人继续从事农业一定程度上受家中尚存的土地的影响。进一步以主观满意度考察被征地农民的就业质量发现,被征地农民对其工作的总体满意度尚可,满意度的均值为 3.405,介于一般和比较满意之间。从表 2 看来满意度为一般的占到 46.48%,比较满意的占到 31.30%,其次是非常满意的占到 11.11%,不太满意和非常不满意的较少,分别占 9.21%、1.90%。

表 2 被征地农民就业状况统计表

就业分化(%)		就业质量(%)				
农业就业	非农就业	非常不满意	不太满意	一般	比较满意	非常满意
48.51	51.49	1.90	9.21	46.48	31.30	11.11

(二) 人力资本、家庭禀赋对就业分化的影响

如前文所述就业分化是个二分变量,在考察人力资本、家庭禀赋对被征地农民就业分化影响时用的是二元 Logit 回归模型,分析结果见表 3。从模型拟合优度检验的指标来看,LR chi2 为 225.96,显著性水平为 0.000,Pseudo R2 为 0.2210,说明二元 Logistic 模型估计结果整体上较为理想。

表 3 的结果显示,粗略来讲人力资本和家庭禀赋都对被征地农民的就业分化具有一定程度的影响。具体来讲,人力资本中非学历教育情况(有无)对就业分化的影响在 1%的统计水平上显著,且回归系数为正,说明非学历教育的出现使得被征地农民非农就业的可能性增大。但人力资本中另外两个因素的影响并不显著。因而,研究假说 1a 在一定程度上得到验证。此结论与前文所提的国内学者如谢勇、陈浩、陈雪春等人的观点相似,只不过到底是学历教育还是非学历教育发挥作用有些差异。

家庭禀赋中家庭年收入、母亲受教育程度、家庭土地状况对被征地农民的就业分化影响显著。家庭年收入的自然对数值每增加一个单位,被征地农民的非农就业几率会增加 0.446 倍( $\text{Exp}(0.369)=1.446$ )。可见,家庭经济资本对被征地农民就业分化有显著影响。家庭文化资本中母亲受教育程度对就业分化的影响在 10%的统计水平上显著,且回归系数为正,说明母亲受教育程度的提高对被征地农民的非农就业有显著的正向影响。这反映了家庭教育中母亲影响的重要性。当教育职责向家庭延伸时,母亲承担起更多的子女教育的职责<sup>[29]</sup>。假说 2b 部分得到验证。家庭土地状况对就业分化的影响在 5%的统计水平上显著,回归系数为负。这说明相对于家庭没有土地的农民,家庭有土地的农民农业就业的几率更大。可见土地是否完全被征收对被征地农民就业分化起到一定作用。家庭自然资本对被征地农民就业分化有显著影响。家庭社会资本对被征地农民就业分化的影响并不显著。由此,研究假说 2a 部分得到验证。

在控制变量中,地区类型、征地补偿状况(有无)对就业分化的影响在 1%的统计水平上显著。从回归系数来看,中部和东部地区被征地农民的非农就业几率远远高于西部地区。这和西部的经济发展水平远落后于中西部、非农就业工作机会少有一定的关系。征地补偿状况的回归系数为正,说明征地补偿费的出现对被征地农民的非农就业具有一定的正向影响。前文中提到的谢勇等人就曾发现征地补偿金的增加显著降低了农业就业的几率,与本文的观点略有相似。

表 3 就业分化的二元 Logit 模型回归结果

变量	系数	标准误	Z 值	P 值
受教育年限	0.034	0.037	0.93	0.355
非学历教育情况(无=0)	0.835***	0.317	2.63	0.008
一般健康(不健康=0)	0.294	0.378	0.78	0.437
比较健康(不健康=0)	0.208	0.338	0.62	0.538
很健康(不健康=0)	0.484	0.363	1.33	0.183
非常健康(不健康=0)	-0.145	0.381	-0.38	0.703
家庭年收入(对数)	0.369***	0.110	3.34	0.001
父亲受教育年限	0.023	0.023	1.00	0.318
母亲受教育年限	0.057*	0.029	1.96	0.051
不常交往(没有交往=0)	-0.434	0.598	-0.72	0.469
偶尔交往(没有交往=0)	-0.515	0.553	-0.93	0.352
经常交往(没有交往=0)	-0.673	0.532	-1.27	0.206
关系一般(关系紧张=0)	-1.509	1.124	-1.34	0.179
关系和睦(关系紧张=0)	-1.582	1.117	-1.42	0.157
家庭土地状况(无=0)	-0.851**	0.349	-2.44	0.015
女性(男=0)	-0.045	0.259	-0.18	0.860
年龄	-0.028	0.070	-0.39	0.694
年龄平方	-0.045	0.085	-0.53	0.596
已婚有配偶(未婚/同居=0)	-0.069	0.380	-0.18	0.856
离异/丧偶(未婚/同居=0)	-0.165	0.721	-0.23	0.819
中部(西部=0)	1.370***	0.233	5.89	0.000
东部(西部=0)	1.368***	0.229	5.98	0.000
征地补偿状况(无=0)	0.652***	0.248	2.63	0.008
征地补偿额	9.16e-07	1.80e-06	0.51	0.610
常数项	-1.261	2.130	-0.59	0.554
LR chi2			225.96	
Prob>chi2			0.000	
Pseudo R2			0.2210	

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示变量在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

(三) 人力资本、家庭禀赋对就业质量的影响

就业质量用主观变量工作总体满意度来测量,是个五分变量。在考察人力资本、家庭禀赋对被征地农民就业质量影响时用的是有序 Logistic 回归模型,分析结果见表 4。从模型拟合优度检验的指标来看,Prob>chi2 为 0.000,LR chi2 为 63.64,Pseudo R2 为 0.0343,说明有序 Logistic 模型估计结果整体良好。

表 4 的结果显示,人力资本对被征地农民的就业质量具有一定程度的影响。具体细看,人力资本中受教育年限对就业质量的影响在 10%的统计水平上显著,且回归系数为负。这说明受教育程度越高,就业质量主要是工作满意度越低。这和王晓刚等人的调查结论较为一致。这说明文化程度越高的人,其心理期望值也更高;但现实与期望之间存在一定差距。在健康状况方面,相对于不健康来讲比较健康、很健康、非常健康对就业质量的影响分别在 5%、1%和 1%的统计水平上显著,且回归系数为正。这说明被征地农民身体越健康,其就业质量越高。这也和前文提到的陈浩、陈雪春等人的观点较为一致。研究假说 1b 在一定程度上得到证实。

表 4 就业质量的有序 Logistic 模型回归结果

变量	系数	标准误	Z 值	P 值
受教育年限	-0.057 *	0.029	-1.91	0.057
非学历教育情况(无=0)	0.130	0.235	0.55	0.579
一般健康(不健康=0)	0.403	0.302	1.34	0.182
比较健康(不健康=0)	0.607 **	0.273	2.22	0.026
很健康(不健康=0)	0.932 ***	0.295	3.16	0.002
非常健康(不健康=0)	0.951 ***	0.309	3.08	0.002
家庭年收入(对数)	-0.033	0.082	-0.40	0.692
父亲受教育年限	0.006	0.019	0.30	0.767
母亲受教育年限	0.007	0.023	0.29	0.772
不常交往(没有交往=0)	-0.072	0.476	-0.15	0.879
偶尔交往(没有交往=0)	-0.418	0.449	-0.93	0.352
经常交往(没有交往=0)	-0.119	0.433	-0.28	0.782
关系一般(关系紧张=0)	-0.709	0.634	-1.12	0.264
关系和睦(关系紧张=0)	-0.607	0.627	-0.97	0.333
家庭土地状况(无=0)	-0.329	0.253	-1.30	0.149
女性(男=0)	0.077	0.202	0.38	0.704
年龄	-0.080	0.054	-1.50	0.135
年龄平方	0.137 **	0.065	2.10	0.035
已婚有配偶(未婚/同居=0)	0.056	0.281	0.20	0.842
离异/丧偶(未婚/同居=0)	0.280	0.548	0.51	0.609
中部(西部=0)	-0.633 ***	0.186	-3.41	0.001
东部(西部=0)	-0.570 ***	0.182	-3.13	0.002
征地补偿状况(无=0)	0.451 **	0.194	2.32	0.020
征地补偿额	-1.95e-06	1.40e-06	-1.39	0.165
临界值 1	-6.310	1.567		
临界值 2	-4.430	1.547		
临界值 3	-1.892	1.539		
临界值 4	-0.010	1.538		
LR chi2			63.64	
Prob>chi2			0.000	
Pseudo R2			0.0343	

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示变量在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

家庭禀赋对被征地农民就业质量并未产生显著影响,研究假说 2b 未能证实。这与以往的观点有所不同。马继迁等人利用 CFPS2010 数据对家庭禀赋和就业质量尤其是工作满意度进行分析时也发现家庭文化资本、家庭社会资本并未产生作用,但却发现家庭经济资本对就业质量产生影响。而本研究中加入的家庭自然资本,充分考虑了是否完全被征地这一因素后,家庭经济资本的影响不再显著。当然在研究中也存在着样本的差异性。这一问题将在今后的研究中进一步探究。

在控制变量中,年龄平方项、地区类型、征地补偿状况(有无)对就业质量的影响显著。其中,年龄的系数是负的,年龄平方的系数是正的,可以说被征地农民的就业质量随着年龄呈 U 型变化。从回归系数来看,中部和东部地区被征地农民的就业质量低于西部地区。征地补偿状况

的回归系数为正,说明征地补偿费的出现对被征地农民的就业质量具有一定正向影响。前文也证实了征地补偿费的出现促进了非农就业。这说明农民有一定的生活保障后更易从事自己感兴趣的职业,其就业质量更高。

#### 四、结论与讨论

本文利用 CFPS2014 的数据考察了被征地农民的就业状况,并通过建立二元 Logit 回归模型和有序 Logistic 回归模型分析了人力资本、家庭禀赋对被征地农民就业分化和就业质量的影响,得出以下四点研究结论:第一,已就业的被征地农民中有超过一半的人从事非农就业,还有不到一半的人依旧从事农业。但两者相差不大。这可能和样本里既包括了完全被征地也包括不完全被征地的农民有关。在不完全被征地的状况下,土地依然会是农民赖以生存的生活来源。在完全被征地状况下,一部分农民也可能由于生存技能的缺乏继续通过租地等方式从事农业生产。无论从事农业生产还是非农劳动,被征地农民对工作的总体满意度良好,就业质量情况良好。第二,人力资本对被征地农民就业分化和就业质量均存在一定程度的影响,但影响的具体指标有所区别。人力资本中非学历教育情况(有无)对就业分化有一定的正向影响,受过非学历教育的被征地农民从事非农就业的可能性增加。可见农民非农就业过程中教育的重要性。人力资本中受教育年限、健康状况则会影响被征地农民的就业质量,且呈现正向影响。这说明教育、健康对就业质量的重要性。第三,家庭禀赋对被征地农民就业分化存在一定程度的影响,对就业质量却并未产生影响。家庭禀赋中家庭年收入和母亲受教育程度会影响被征地农民的就业分化,且均呈正向影响。这不仅显示了家庭经济资本对被征地农民非农就业的积极作用,还体现了家庭教育中母亲影响的重要性。而家庭禀赋中家庭自然资本则对被征地农民的就业分化存在负向影响。这说明土地是否完全被征收对就业分化影响重大,完全被征收土地的农民更易从事非农就业。第四,一些控制变量如年龄、地区类型、征地补偿状况对被征地农民就业分化和就业质量也存在一定程度的影响。年龄对就业质量的影响呈 U 型。被征地农民就业的地区性差异也较为明显,东部和中部的非农就业比率较西部高,但就业质量却相反。征地补偿状况无论是对于被征地农民的非农就业还是就业质量都具有正向影响,说明国家征地补偿政策非常必要。

随着我国城镇化进程的不断加速,被征地农民的就业将越来越受国家和社会的关注。人力资本和家庭禀赋对被征地农民就业会产生一定的影响。因此,要进一步加强对农民的教育培训,提高农民身体及文化素质;进一步增加农民家庭收入,重视女性在家庭教育中的作用,帮助被征地农民顺利实现非农就业,努力提高被征地农民的就业质量。此外,还需关注东中西部在被征地农民就业方面的地区性差异,因地制宜地制订有助于地区性被征地农民就业的相关政策措施。

#### 参考文献:

- [1] 谢勇.土地征用、就业冲击与就业分化——基于江苏省南京市失地农民的实证研究[J].中国人口科学,2010(2):65-72.
- [2] 刘声.国家应出台法规保障失地农民权益[N].中国青年报,2009-03-14(1).
- [3] 姚从容.失地农民的征地补偿与就业安置及社会福利政策趋向[J].贵州社会科学,2008(9):91-93.
- [4] 张学英.可持续生计视域下的被征地农民就业问题研究[J].贵州社会科学,2010(4):86-91.
- [5] 陈晨,陆铭.关注城市化进程中的弱势群体——对被征地农民经济补偿、社会保障与就业情况的考察[J].经济体制改革,2004(1):15-20.
- [6] 赵殿国.被征地农民就业与保障:政府的责任[J].中国劳动,2005(6):21-22.



- [7] 李富田.失地与失业:城市化进程中失地农民就业状况调查[J].江汉论坛,2009(2):125-129.
- [8] 陆飞杰.对城郊失地农民再就业问题的思考——以江苏省为例[J].城市问题,2006(3):51-55.
- [9] 王晓刚.失地农民就业:现状、困境与安置模式[J].学术论坛,2012(10):124-127.
- [10] 翟年祥,项光勤.城市化进程中失地农民就业的制约因素及其政策支持[J].中国行政管理,2012(2):50-53.
- [11] 叶继红.失地农民就业的类型、路径与政府引导——以南京市为例[J].经济经纬,2007(5):115-117.
- [12] 张晖,温作民,李丰.失地农民雇佣就业、自主创业的影响因素分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2012(1):16-20.
- [13] 陈浩,陈雪春.城镇化进程中失地农民就业分化及特征分析——基于长三角858户调研数据[J].调研世界,2013(7):34-40.
- [14] 陈浩,陈雪春,谢勇.城镇化进程中失地农民职业分化及其影响因素研究[J].中国人口·资源与环境,2013(6):72-79.
- [15] 王晓刚.失地农民就业质量评价——以郑州市为例[J].城市问题,2015(7):71-77.
- [16] 王晓刚,陈浩.失地农民就业质量的影响因素分析——以武汉市江夏区龚家铺村为例[J].城市问题,2014(1):63-70.
- [17] 王轶,石丹渐.失地农民就业质量的演进——基于北京地区的跟踪调查数据[J].经济经纬,2016(4):32-37.
- [18] 马继迁,郑宇清.家庭禀赋如何影响就业?——对失地农民的考察[J].华东经济管理,2016(10):116-122.
- [19] 聂伟,王小璐.人力资本、家庭禀赋与农民的城镇定居意愿——基于CGSS2010数据库资料分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2014(5):53-61.
- [20] 王轶,王琦.新常态背景下特大城市失地农民的就业问题研究——基于人力资本的视角[J].当代财经,2016(5):3-11.
- [21] Luft H S. The Impact of Poor Health on Earnings[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1975(1):43-57.
- [22] Lee L F. Health and Wage: A Simultaneous Equation Model with Multiple Discrete Indicators[J]. *International Economic Review*, 1982(1):199-221.
- [23] 彭国胜.人力资本与青年农民工的就业质量——基于长沙市的实证调查[J].湖北社会科学,2009(10):102-105.
- [24] Chambers R, Conway R. Sustainable Rural Livelihoods: Practical Concepts for the 21st Century [R]. IDS Discussion Paper, 1992.
- [25] 金久仁.家庭背景与毕业生职业获得关系的公平性研究[J].教学研究,2009(2):18-22.
- [26] Blau Peter M, Otis Dudley Duncan. *The American Occupational Structure* [M]. New York: Wiley, 1967.
- [27] 杨云彦,石智雷.中国农村地区的家庭禀赋与外出务工劳动力回流[J].人口研究,2012(4):3-17.
- [28] 罗坚元.新生代农民工的择业行为与就业质量[J].华南农业大学学报(社会科学版),2015(1):46-54.
- [29] 蔡蔚萍.家庭背景中母亲对子代教育获得和社会地位获得的影响[J].广州大学学报(社会科学版),2016(4):63-69.

(责任编辑:李良木)