

生态补偿项目对农村劳动力转移就业的影响

——基于农村地区自我发展能力的视角

杜洪燕^{1,2}, 武晋¹

(1. 中国农业大学 人文与发展学院, 北京 100193;
2. 北京市农林科学院 农业信息与经济研究所 北京 100097)

摘要: 利用重点生态功能区北京市延庆区的 1279 个农村劳动力的调查数据, 借助二元 logit 模型, 基于农村地区自我发展能力的视角, 分析了两大类生态补偿项目对农村劳动力转移就业的影响。研究表明: 岗位类生态补偿项目本身提供的劳动岗位质量不高, 而且减弱了参与者进一步拓宽就业渠道的主动性; 耕地类和林地类生态补偿项目压缩了农业生产规模, 使得参与者的农业生产活动减少, 同时其转移就业的可能性没有显著提高。长期来看, 目前的生态补偿项目实施方式可能造成劳动力剩余和土地复耕问题。

关键词: 土地类生态补偿项目; 岗位类生态补偿项目; 转移就业, 能力视角; 影响分析
中图分类号: F241.4; X21 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149(2017)06-0116-09 **DOI:** 10.3969/j.issn.1000-4149.2017.06.011

The Impact of Ecological Compensation Programs on the Rural Labor Transfer Employment: From the Perspective of Self-development Capacity in Rural Areas

DU Hongyan^{1,2}, WU Jin¹

(1. College of Humanities and Development Studies, China Agricultural University, Beijing 100193, China; 2. Institute of Agricultural Information and Economics, Beijing Academy of Agriculture and Forestry Science, Beijing 100097, China)

Abstract: Based on the survey data of 1279 rural labor forces in Beijing Yanqing district which is one of the key ecological function areas, using binary logit model, this paper studies the impact of two kinds of ecological compensation programs on rural labor transfer employment from the perspective of self-development capacity in rural areas. The results show that the employment ecological compensation programs provide lower quality jobs, and weaken the initiative of

收稿日期: 2016-10-14; 修订日期: 2017-03-06

作者简介: 杜洪燕, 经济学博士, 中国农业大学人文与发展学院博士研究生, 北京市农林科学院农业信息与经济研究所助理研究员; 武晋(通讯作者), 管理学博士, 中国农业大学人文与发展学院教授、博士生导师。

participants to further broaden channels of employment, while the land ecological compensation programs downsize agricultural production scale, and reduce the agricultural production activities of participants is reduced but the possibility of transfer employment of the participants is not increased significantly. In the long term, the present implementing way of the ecological compensation programs may cause problems including labor surplus and the land is ploughed again.

Keywords: land ecological compensation; employment ecological compensation; transfer employment; capacity approach; impact analysis

一、引言

中国的生态补偿与国际上的生态服务付费的概念具有相似之处,是针对生态服务提供者的发展机会的缺失而采取的一种有条件的转移支付。目前的生态补偿大多是以政府项目的形式进行的。目前中国的农村地区是环境治理的重点和薄弱区域,是自然资源的主要富集区域,也是实施生态补偿项目的重点区域。目前政府实施的生态补偿项目主要是针对土地利用方式变化或者生态环境保护行为进行补偿。农业用地转变为生态用地,或者政府设置生态保护岗位,都会对当地的劳动力就业产生影响。农村地区的生态补偿项目成功的关键不仅取决于项目本身的生态修复效果,还取决于以农村劳动力行业转移为特点的农村经济结构转型。吴敬琏认为解决“三农”问题的根本途径是推进农村剩余劳动力向非农产业转移就业^[1]。费孝通认为对某一个村庄而言,手工业、服务业等行业的从业人数占村庄总人口的比重的高低,与这个村庄经济社会的发达程度成正比^[2]。如果在生态补偿项目实施之后,项目参与者有了稳定的就业和收入来源,政府也就不需要担心项目到期以后,农户生计行为破坏环境。

不同的生态补偿项目实施方式可能会对农村劳动力转移就业产生不同的影响,本文将多种不同的项目实施方式纳入研究范围之内。现有的文献大多是针对某一区域的某一项具体的项目展开研究,并没有形成一致的研究结论,也没有对不同类型的项目实施方式进行对比分析。唐鸣基于浙江省128个村的研究表明,生态公益林补偿使得山区农民的就业结构不断优化,农民外出务工或者发展自营工商业,主动积极寻求谋生出路,不再单纯依赖森林和林业^[3]。梁义成对北京密云水库上游的参加“稻改旱”项目的农户和未参加该项目的农户的生计进行了比较分析,结果表明,项目显著增加了农户的工资性劳动供给^[4]。侯成成等基于甘南黄河水源补给区的研究表明,退耕还草之后牧民转向非农产业,禁牧工程的实施对牧户的转移就业起到积极的作用^[5]。郝庆等基于冀北山区的退耕还林还草工程和禁牧等措施的研究表明,生态补偿限制了传统的种植业和畜牧业的发展,但是随着生态补偿项目的实施,参与农户的非农业就业收入、林业收入、生态补偿性收入占比有所增加^[6]。内田(Uchida)基于贵州和宁夏两省的研究表明,如果在项目补贴到期前农民不能够找到其他的非农劳动机会,那么他们很可能把退耕的土地复耕,回到以前的农业生产方式^[7]。易福金从非农就业人数的角度,基于陕西、甘肃和四川三省的跟踪数据的研究表明,退耕还林通过增加退耕农户的非农劳动时间增加了其非农业收入,但是每户的外出务工人数没有显著增加,总体上看,退耕还林工程对农村剩余劳动力转移就业的促进作用不明显^[8]。徐晋涛基于陕西、甘肃和四川三省的研究表明,退耕还林没有实现促进农业生产结构和收入结构转换的目标^[9]。

二、基于能力视角的理论分析

自我发展能力强调系统内部的自身基础和造血功能,但是不排除外力的扶持和推动作用,它强调

要在国家战略和国家总体规划的指导下，根据自身情况利用好外力的支持^[10]。将自我发展能力的概念应用于生态补偿研究，是从农户层面，对生态补偿理论进行完善，有利于各界把握生态补偿在农村生态环境保护和经济社会发展中的功能定位，促进生态补偿在现实中更好地发挥作用。虽然学界综合环境科学、法学和经济学等学科角度，对生态补偿作出了学理上的概念界定，但是在实际应用中，生态补偿的概念仍然比较模糊，在一些政策文件中以“补助”、“奖励”或“补贴”的表述出现。基层官员在执行生态补偿项目时，并没有完全领会生态补偿的真正内涵和目的，农户层面的生态补偿项目可能没有取得很好的生态修复效果。自我发展能力的理论来源是森（Sen）的能力理论。森的能力理论的核心观点是影响个人福利水平或者生活水平的不是物品本身，而是人们利用这些物品的能力，相同的资源在不同的环境下可以被不同的人转化成不同的功能性活动^[11]。森的能力理论主要涉及“功能”和“能力”两个基本概念^[12]，功能性活动是一个人实际做到的事，能力性活动是一个人有实质自由去做的事。森所界定的功能和能力可以利用数学符号来描述，假定有一个全集（ b, a ），其中 b 是个体实际获得的生活水平的子集，即功能性活动子集， a 是个体有可能获得的生活水平子集，即能力性活动子集。如果个体甲的选择集是全集（ b, a ），个体乙的选择集仅为子集（ b ），那么即使最终甲和乙都选择了子集（ b ），那么甲和乙的福利也是不同的。甲还可以有更多的选择，而乙别无选择，因此甲的福利高于乙。所以在别无选择的情况下拥有和还有很多其他事物可以选择的情况下拥有是不同的^[13]。

能力理论的研究对象大多是弱势群体。一般情况下，生态服务的提供者是相对落后的农村地区的贫困人口^[14]。落后的农村地区的生态服务提供者的能力受到认知范围和知识的限制，他们的经济交换能力、政治协商能力、文化感召能力相比较而言都十分有限，农民个体的能力空间很小，他们很难用自己的能力杠杆撬动更多资源。在利益格局中，农民常常处在不利位置，这一点，无论是在农民的主业、兼业，还是农民享有的社会保障方面的例证都很多^[15]。在现实中，生态保护和经济收益之间往往存在一种不对等，以能力的视角进行研究，更加注重提高生态补偿项目参与者的能力性活动。生态补偿项目的参与者一方面需要进行生态服务的生产，一方面需要进行自身能力建设，前者的关键在于人力资本的提升，后者的关键在于自我发展能力的提升。王立安认为在实施生态补偿项目期间，就应开展参与农户的生计培训计划，提高他们的能力，使贫困农户不再依附于单一的土地生产方式^[16]。在生态补偿这一外界辅助力量的支持下，进行农村地区的自我发展能力建设，从而促进农村劳动力转移就业，推进农村经济结构转型，进而减少农村人口和农业生产对生态环境的压力，是生态补偿项目要达到的长期效果，这一逻辑关系可以直观地表示为图1。



图1 基于能力视角的生态补偿研究

三、研究地点情况

北京市延庆区位于北京市西北部，是北京市的重要水源地和生态屏障，是北京市明确划定的五个生态涵养区之一。在全国的主体功能区规划中，延庆区位于京津冀北部水源涵养功能区和京津冀大都市群人居保障功能区内，京津冀北部水源涵养功能区是全国63个重要生态功能区之一。延庆全区辖15个乡镇、3个街道办事处、376个行政村、33个社区。行政区内森林资源丰富，森林覆盖率为74.5%。山区丘陵面积近1500平方公里，占总土地面积的72.8%。在提供生态服务的功能定位下，延庆区农村劳动力就业的产业分布、就业区域和就业收入表现出鲜明的特点。就业产业表现出“三、

一、二”的格局,第一产业集聚的劳动力仍然比较多,第二产业吸纳劳动力就业的能力不足。2016年延庆区规模以上工业企业平均用工人数占北京市的0.84%,规模以上第三产业从业人员平均人数占北京市的0.67%^①,与全市平均水平相比,二、三产业吸纳劳动力就业的数量非常少。就业区域以本地就业为主,六成以上的农村劳动力在乡镇区域内就业^②。延庆区是北京市发展水平较低的远郊区之一,近年来延庆区农民纯收入占北京市农民纯收入的比重总体呈下降趋势。农户家庭总的就业收入以非农收入为主,2016年非农收入为1.3万元,农业收入为0.2万元^③,非农收入是农业收入的6.5倍。

本文将能够直接补贴到农户的生态补偿项目分为岗位类和土地类两大类^[17]。岗位类生态补偿项目是政府在自然资源富集的农村地区设置生态保护岗位,其本质是政府代表公众购买公共服务。土地类生态补偿项目是在土地所有权或者经营权不变的情况下,改变土地承包权或者改变原有承包合同中的条款,将农业用地转变为生态用地。根据延庆区各类生态补偿项目的实施情况,纳入本文研究范围的岗位类生态补偿项目有生态护林员、生态保洁员和生态管水员,土地类生态补偿项目有平原造林和退耕还林。岗位类生态补偿项目的参与者每人每月大约获得500元左右的补贴,岗位职责是负责村域内的护林、护水和保洁工作。2016年以上生态保护岗位总共投入资金1.29亿元,从业人数共2.25万人,占当年乡村从业人数的百分比为18.65%。岗位人员管理涉及园林、社保、市政等多个部门,项目资金来自市级或者区级政府每年拨付的专项资金,资金拨付从长期来看具有不确定性。这里的“岗位”只是一个谨慎的叫法,具有临时性、不稳定性和福利性的特点,不是正式的就业岗位,参与者在政府的规划和安排下只能最多参与其中一种。退耕还林的目的是把坡地的生产力较低的农田改为林地或草地,共涉及8.4万亩土地,目前的补助标准是每亩每年补助70斤面粉和20元补助款,补助期限最长在2019年到期。农户参加退耕还林之后,在不破坏退耕林地实现生态功能的前提下,参与农户依然享有对土地进一步开发利用的权利,同时也承担对树木进行管理的义务。平原造林的重点是净化空气和留住雨水,政府直接以接近市场价格的土地流转价格取得平原地区土地的经营权,并且在取得土地的经营权以后,政府直接将农业用地转变为生态用地,用于植树造林。延庆区平原造林共涉及7.9万亩土地,目前的土地流转价格是每亩每年1000元,土地来源主要是村级土地和农民确权地。按照延庆当地的土地最长承包年限,平原造林合同规定的补贴期限暂时确定为2027年到期。

四、实证分析

1. 实证模型和数据描述

研究所用的数据来自作者及其研究团队于2016年在北京市延庆区进行的问卷调查。采用分层随机抽样的方法,以乡镇作为分层的依据,共得到14个乡镇的30个村的1279个16—64周岁的农村劳动力的调查数据。在被选出的样本村根据花名册中的排序,先随机产生一个数字,确定第一个被选中的样本,再根据等距抽样的方法选取其他的样本。如果经过多次尝试之后,有的被访者仍然不能够接受问卷调查,那么就按照抽样方法重新抽取一个样本代替。大部分调查对象受教育程度较低,问卷由调研员代为填写,但是调研员不会做出任何左右问卷结果的举动和言语。问卷主要关注四个方面的信

① 数据来自2016年《北京统计年鉴》。

② 依据的是延庆区农村工作委员会经管站提供的统计数据。

③ 数据来自2016年《延庆区统计年鉴》。根据统计年鉴的统计口径,农业收入包括家庭经营收入中的农业收入、林业收入、牧业收入和渔业收入。非农收入包括工资性收入,以及家庭经营收入中的工业收入、建筑业收入、交通运输和邮电业收入、批发贸易餐饮业收入、社会服务业收入、文教卫生业收入和其他家庭经营收入。

息。一是个人层面的信息，比如性别、年龄、学历、婚姻、健康、劳动技能、就业地点、就业收入、行业类型，等等。二是家庭层面的信息，比如收入支出、农林业生产、社会资本、物质资本、抚养负担，等等。三是社区层面的信息，主要包括社区在经济、社会、自然方面的信息，比如村子的平均收入水平、产业结构、就业结构、地形、地理位置、自然环境特征，等等。四是生态补偿项目的参与情况，比如项目类型、项目期限、补贴方式和金额、参与形式等。

实证模型的被解释变量是农村劳动力是否转移就业的虚拟变量。转移就业者具有兼业性和流动性的特点，绝大部分转移就业者并没有完全脱离农业，他们有的在下班或者放假时继续从事农业生产，有的是季节性务工，农忙时从事农业生产，农闲时从事非农劳动，有的是利用家庭的辅助劳动力（妇女、儿童和老年人）继续进行农业生产。农村劳动力转移就业的根本目的是在短期内获得较高的现金收入。目前的研究大多将从事非农劳动达到3个月^[18]或者6个月^[19]，作为农村劳动力转移就业的标准。结合中国农村劳动力转移就业的特点和已有文献，本文以是否获取最低工资标准以上的累计6个月的非农劳动收入作为转移就业的衡量指标。根据北京市人力资源和社会保障局的有关规定，2016年北京市最低工资标准为每月不低于1890元，所以样本中全年非农劳动收入高于11340元的农村劳动力，即为农村转移就业劳动力。

实证模型的关键的解释变量是两种类型的生态补偿项目。①土地类生态补偿项目压缩了农业生产规模，造成一定程度的劳动力剩余，实证模型主要关注剩余的劳动力是否能够转移到其他行业就业。退耕还林和平原造林分别针对不同类型的土地，退耕还林是以生产力较低的有一定坡度的土地参与项目，平原造林是以生产力较高的平原地区的土地参与项目，这两种土地类型在生产力和劳动密集程度方面差异较大，所以实证模型将两者进行了区分，分为耕地类生态补偿项目和林地类生态补偿项目。退耕还林和平原造林是以农户家庭为单位参与的，家庭的土地利用方式变化，最终影响的是家庭成员的劳动决策，所以研究选取了样本所在家庭的退耕还林亩数和平原造林亩数作为解释变量。②岗位类生态补偿项目本身能够提供劳动机会，但是目前所提供的劳动机会还是临时性的、不稳定的，不能满足高质量就业的要求，所以实证模型主要关注岗位类生态补偿项目的参与者是否能够进一步拓宽就业渠道。为了使模型能够体现出岗位类生态补偿项目的参与者如何作出其他的非农劳动决策，岗位类生态补偿项目的岗位补贴不计入非农收入。研究选取个人是否参与岗位类生态补偿项目的虚拟变量作为解释变量。

实证模型还加入个人、家庭和社区层面的因素作为控制变量。个人因素主要包括年龄、受教育年限、性别、婚姻状态、健康状况、非农劳动技能情况等。根据已有研究，年龄可能与转移就业之间存在非线性关系^[20-21]，所以模型引入年龄的平方项。健康状况是个人自我陈述的健康水平，之所以采用个人自我陈述的健康水平，是因为劳动力在作出就业决策的时候，身体健康与否是自我感知的，而并非实际健康水平影响决策^[22]。非农劳动技能是指与第二、三产业相关的劳动技能，与第二产业相关的技能主要是指工业和建筑业中的泥工、瓦工、水泥工、油漆工等方面的技能，与第三产业相关的技能主要是指缝纫、机器操作、经商、驾驶、烹饪等方面的技能。家庭因素包括家庭规模、家庭抚养负担、家庭种植业情况、家庭社会资本情况和家庭初始收入情况等。家庭规模由经济和生活与本户连成一体的住家人口数来衡量，在调研中通过询问是否在家居住三个月以上，或者钱是否放在一起花等来衡量。家庭抚养负担采用家庭中需要照料的老人数量和小孩数量衡量。家庭种植业情况使用家庭实际耕种的耕地亩数来衡量。由于林业需要的劳动力本身就比较少，林业生产规模的变化对农村劳动力转移就业的影响本身就很弱，所以模型没有考虑林业生产的影响。家庭社会资本情况使用家庭中是否

有党员或者干部来衡量。家庭初始收入情况选取上一年度的家庭总收入来衡量。根据《中国统计年鉴 2016》中对总收入和纯收入的定义, 总收入更接近可支配收入的概念^[23]。此外, 引入上一年度家庭总收入的平方项, 以考察转移就业与家庭初始收入之间的非线性关系。研究假设生活在同一个社区的农村劳动力面临相同的社区因素, 所以加入村虚拟变量来控制劳动力在社区层面的差异。

所以本研究最终建立的实证模型如下所示, 相关变量定义和描述性统计如表 1 所示。

$$n\text{fwork} = \beta_0 + \beta_1 \text{age} + \beta_2 \text{age}^2 + \beta_3 \text{edu} + \beta_4 \text{gen} + \beta_5 \text{health} + \beta_6 \text{marriage} + \beta_7 \text{skill} + \beta_8 \text{hhold} + \beta_9 \text{child} + \beta_{10} \text{old} + \beta_{11} \text{partyleader} + \beta_{12} \text{income} + \beta_{13} \text{income}^2 + \beta_{14} \text{land_farm} + \beta_{15} \text{pes_job} + \beta_{16} \text{pes_farm} + \beta_{17} \text{pes_forest} + \lambda_1 \text{village}_1 + \dots + \lambda_{29} \text{village}_{29} + \varepsilon$$

表 1 变量的定义和描述性统计

变量名	定义	变量类别	观测值个数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>n\text{fwork}</i>	非农劳动收入大于 11340 元取值为 1, 否则取值为 0	虚拟变量	1279	0.404	0.491	0	1
<i>age</i>	年龄	数值变量	1279	46.820	12.090	17	64
<i>age</i> ²	年龄的平方	数值变量	1279	2338	1053	289	4096
<i>edu</i>	受教育年限	数值变量	1279	8.770	3.742	0	17
<i>gen</i>	1 表示男性; 0 表示女性	虚拟变量	1279	0.504	0.500	0	1
<i>health</i>	0 表示疾病; 1 表示一般; 2 表示健康	类别变量	1279	1.464	0.781	0	2
<i>marriage</i>	1 表示已婚; 0 表示未婚	虚拟变量	1279	0.855	0.352	0	1
<i>skill</i>	具有非农劳动技能取值为 1, 否则取值为 0	虚拟变量	1279	0.088	0.284	0	1
<i>hhold</i>	家庭住家人口数	数值变量	1279	3.633	1.500	1	9
<i>child</i>	家庭中 6 岁以下的儿童数量	数值变量	1279	0.189	0.404	0	2
<i>old</i>	家庭中 79 岁以上的老人数量	数值变量	1279	0.092	0.348	0	3
<i>partyleader</i>	家庭中有党员或者干部取值为 1, 否则取值为 0	虚拟变量	1279	0.324	0.468	0	1
<i>income</i>	上一年度家庭总收入, 单位: 万元	数值变量	1279	5.501	3.668	0	26.6
<i>income</i> ²	上一年度家庭总收入的平方	数值变量	1279	43.700	60.150	0	708.2
<i>land_farm</i>	家庭实际耕种的耕地亩数	数值变量	1279	3.249	5.140	0	45
<i>pes_job</i>	参与岗位类生态补偿项目取值为 1, 否则取值为 0	虚拟变量	1279	0.217	0.412	0	1
<i>pes_farm</i>	平原造林的土地亩数	数值变量	1279	0.722	1.916	0	15
<i>pes_forest</i>	退耕还林的土地亩数	数值变量	1279	0.110	0.618	0	8
<i>village</i> ₁ - <i>village</i> ₂₉		村虚拟变量					

数据来源: 作者的问卷调查。

2. 模型分析结果

由于被解释变量是农村劳动力是否转移就业的虚拟变量, 所以采用二元 logit 模型进行估计, 借助 Stata 13.0 软件, 估计结果见表 2。其中模型 (1)、(2) 只考虑了个人因素, 模型 (3)、(4) 加入家庭因素, 模型 (5)、(6) 加入生态补偿项目因素, 模型 (7)、(8) 加入村虚拟变量, 最终的回归结果如模型 (7)、(8) 所示, 从模型 (1) 到模型 (8) 的估计结果均比较稳定, 稳健标准误和普通标准误的估计结果也基本一致。随着解释变量的增多, 伪决定系数 Pseudo R^2 稳步地由 0.25 上升到 0.41; 准确预测的概率稳步地由 73.89% 上升到 81.63%, LR 统计量稳步地由 423.26 上升到 709.75, Wald 统计量稳步地由 271.16 上升到 381.76。在所有 17 个解释变量中, 通过显著性检验的变量有 12 个, 其中, 在 0.1% 水平上显著的有 8 个, 在 1% 水平上显著的有 2 个, 在 5% 水平上显著的有 2 个。综合来看, 估计结果的稳健性比较好, 估计结果的准确度比较高。

从生态补偿项目的估计结果来看, 岗位类生态补偿项目的估计结果在 0.1% 的水平上显著小于 1, 说明岗位类生态补偿项目限制了参与者的其他形式的非农劳动。原因可能是参与项目后, 参与者需要按照项目要求在规定的时间内在岗, 从而造成参与者不能同时兼顾项目任务和其他非农劳动。如果岗位类生态补偿项目能够持续地提供高质量的就业机会, 那么参与者减少其他形式的非农劳动并没有什

表2 生态补偿项目对农村劳动力转移就业影响的二元 logit 模型估计结果

变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)	模型 (7)	模型 (8)		
	普通标准误	稳健标准误	普通标准误	稳健标准误	普通标准误	稳健标准误	普通标准误	稳健标准误		
个人因素	<i>age</i>	1.231*** (3.85)	1.231*** (3.51)	1.341*** (4.81)	1.341*** (4.54)	1.392*** (5.31)	1.392*** (5.05)	1.417*** (5.34)	1.417*** (5.09)	
	<i>age</i> ²	0.997*** (-4.55)	0.997*** (-4.16)	0.996*** (-5.47)	0.996*** (-5.16)	0.996*** (-5.88)	0.996*** (-5.58)	0.996*** (-5.90)	0.996*** (-5.64)	
	<i>edu</i>	1.139*** (4.80)	1.139*** (4.76)	1.118*** (3.72)	1.118*** (3.84)	1.108*** (3.35)	1.108*** (3.46)	1.103** (3.05)	1.103** (3.12)	
	<i>gen</i>	5.113*** (11.25)	5.113*** (11.40)	7.479*** (11.96)	7.479*** (11.64)	7.494*** (11.71)	7.494*** (11.42)	8.505*** (11.88)	8.505*** (11.86)	
	<i>health</i>	1.680*** (5.02)	1.680*** (5.33)	1.545*** (3.81)	1.545*** (3.89)	1.491*** (3.40)	1.491*** (3.53)	1.589*** (3.66)	1.589*** (3.78)	
	<i>marriage</i>	0.640 (-1.90)	0.640 (-1.78)	0.476** (-2.63)	0.476** (-2.62)	0.501* (-2.38)	0.501* (-2.34)	0.446** (-2.65)	0.446* (-2.53)	
	<i>skill</i>	4.168*** (5.27)	4.168*** (4.71)	3.461*** (4.33)	3.461*** (4.08)	3.156*** (3.84)	3.156*** (3.60)	3.175*** (3.61)	3.175** (3.16)	
	家庭因素	<i>hhold</i>			0.768*** (-3.47)	0.768** (-3.29)	0.752*** (-3.60)	0.752*** (-3.38)	0.711*** (-3.86)	0.711*** (-3.61)
		<i>child</i>			1.381 (1.42)	1.381 (1.42)	1.226 (0.86)	1.226 (0.85)	1.171 (0.62)	1.171 (0.59)
		<i>old</i>			1.364 (1.37)	1.364 (1.46)	1.462 (1.64)	1.462 (1.69)	1.367 (1.24)	1.367 (1.28)
<i>partyleader</i>				1.063 (0.37)	1.063 (0.37)	1.048 (0.28)	1.048 (0.29)	1.071 (0.37)	1.071 (0.38)	
<i>income</i>				2.010*** (9.66)	2.010*** (10.86)	2.101*** (9.85)	2.101*** (11.16)	2.264*** (9.18)	2.264*** (10.22)	
<i>income</i> ²				0.973*** (-6.54)	0.973*** (-7.95)	0.971*** (-6.75)	0.971*** (-8.41)	0.969*** (-5.97)	0.969*** (-6.74)	
<i>land_farm</i>				0.946*** (-3.80)	0.946*** (-3.37)	0.942*** (-3.96)	0.942*** (-3.46)	0.950** (-2.72)	0.950* (-2.21)	
生态补偿因素		<i>pes_job</i>				0.241*** (-5.83)	0.241*** (-5.70)	0.249*** (-5.52)	0.249*** (-5.64)	
		<i>pes_farm</i>				0.997 (-0.05)	0.997 (-0.05)	1.007 (0.11)	1.007 (0.11)	
		<i>pes_forest</i>				0.926 (-0.45)	0.926 (-0.58)	0.849 (-0.81)	0.849 (-1.03)	
<i>N</i>	1279	1279	1279	1279	1279	1279	1279	1279		
<i>LR</i>	423.26		617.08		661.64		709.75			
<i>Wald</i>		271.16		330.62		344.39		381.76		
<i>Pseudo R²</i>	0.2452	0.2452	0.3576	0.3576	0.3834	0.3834	0.4112	0.4112		
<i>预测概率</i>	73.89%	73.89%	80.22%	80.22%	81.31%	81.31%	81.63%	81.63%		

注：括号内为 *t* 值，*、**和***分别表示 5%、1% 和 0.1% 水平显著。表格报告的是 $\exp(\beta)$ 的估计结果。Stata 中 $\exp(\beta)$ 的估计结果不输出常数项，所以表格没有报告常数项的估计结果。篇幅所限没有报告系数 β 的估计结果和 29 个村虚拟变量的估计结果。 $\exp(\beta)$ 表示解释变量增加一单位引起几率比变化的倍数， $\exp(\beta)$ 大于 1 代表正向作用， $\exp(\beta)$ 小于 1 代表负向作用。

么不好。但是目前的岗位类生态补偿项目还是临时性的、不稳定的、不充分的就业形式，不能提供高质量的就业岗位。短期来看，岗位类生态补偿项目能够提供一些劳动机会，但从长远来看，项目不能促进参与者提高人力资本，进而造成参与者市场就业能力偏弱，参与者容易对岗位类生态补偿项目产生依赖，项目一旦到期，参与者可能再次成为剩余劳动力。耕地类和林地类生态补偿项目的估计结果均不显著，说明农业用地转变为生态用地之后，参与者的非农就业并没有显著增多。可能的原因是，虽然土地类生态补偿项目对农村劳动力转移就业具有一定的推力作用，但是促进农村劳动力转移就业

的拉力不足。如果这部分劳动力一直找不到合适的就业机会,项目补贴一旦结束,他们很可能回到以前的农业生产方式,对已经退耕的土地进行复耕,前期取得的生态修复效果将功亏一篑。总的来看,岗位类和土地类生态补偿项目在促进农村劳动力转移就业方面的效果欠佳,目前的生态修复效果需要依靠“输血式”的补贴来维持。这一结论与内田(Uchida)^[7]、易福金^[8]和徐晋涛^[9]等人的研究结论相一致。

从个人和家庭层面的影响因素来看。年龄的估计结果显著大于1,年龄的平方的估计结果显著小于1,这说明年龄与农村劳动力转移就业之间不是简单的线性关系,而是倒“U”型关系,拐点为40岁^①,即当劳动力年龄小于40岁时,年龄越大,转移就业的可能性越高,当劳动力年龄大于40岁时,年龄越大,转移就业的可能性越小。这一分析结果说明中青年劳动力是农村劳动力转移就业的主体,大龄劳动力在转移就业方面存在更多障碍。受教育年限和非农劳动技能的估计结果显著大于1,说明受教育年限和非农劳动技能与农村劳动力转移就业之间是显著的正向关系。可能的解释是,研究地点的农村劳动力在第三产业中的就业比重过半,第三产业对高学历、高技能劳动力的需求更大,学历和技能因素成为农村劳动力转移就业的显著有利因素。此外模型分析结果还表明,男性、身体健康、已婚的农村劳动力转移就业的可能性更高。家庭人口规模的估计结果显著小于1,说明劳动力的家庭规模越大,其转移就业的可能性越低。可能的解释是有更多的家庭成员为家庭创造收入,从而降低了这一劳动者通过转移就业增加收入的激励。上一年家庭总收入的估计结果显著大于1,其平方项的估计结果显著小于1,说明家庭初始收入与劳动力转移就业之间是倒“U”型关系,拐点是12.77万元^②。当家庭收入小于12.77万元时,家庭收入越高,家庭成员转移就业的可能性越大,当家庭收入大于12.77万元时,家庭收入越高,家庭成员为了提高家庭收入而转移就业的可能性会越小。家庭实际耕种的耕地亩数的估计结果显著小于1,说明种植业与农村劳动力转移就业之间是负向关系,原因可能是种植业本身需要的劳动力较多。

五、结论与讨论

研究利用重点生态功能区北京市延庆区的14个乡镇的30个村的1279个农村劳动力的调查数据,借助二元logit模型,以农村劳动力的行业转移作为转移就业的重要指标,基于培育适应生态功能定位的自我发展能力的视角,分析了岗位类生态补偿项目和土地类生态补偿项目对农村劳动力转移就业的影响。研究表明:土地类生态补偿项目压缩了农业生产规模,减少了参与者的农业生产活动,但是参与者转移就业的可能性并没有显著提高;岗位类生态补偿项目本身提供的劳动岗位质量不高,不能促进参与者提高人力资本,并且减弱了参与者进一步拓宽就业渠道的主动性。从就业的角度来看,实施生态补偿项目的农村地区,并没有借助“补偿”的外力支持培育起基于生态功能定位的自我发展能力,目前的生态修复效果主要是依靠政策补贴得以维持。如果农村地区不能够形成保护环境的内在需求和内生机制,那么即使一些村庄能够在外界资金的大力投入下实施大规模的生态修复项目,这些项目的生态修复效果的长期性也是值得怀疑的。

农村地区的生态建设与保护是通过大规模的工程项目或者政府转移支付直接进行有效,还是通过充分利用市场机制来促进农村劳动力转移就业,逐步减少农业生产和农村人口对生态环境的压力更有

① 年龄的系数估计结果是0.348,年龄平方项的系数估计结果是-0.00434,所以年龄的拐点是: $-0.348 / [2 * (-0.00434)] \approx 40$ 。
② 家庭初始收入的系数估计结果是0.817,家庭初始收入的平方的系数估计结果是-0.032,所以家庭初始收入的拐点是: $-0.817 / [2 * (-0.032)] \approx 12.77$ 。

效? 经济发展的经验告诉我们, 农村的非农活动创造是土地利用方式变化的前提。目前的土地类生态补偿项目是通过土地利用方式变化逆向促进农业生产结构转变, 这种逻辑是否能够行得通值得商榷。农村最宝贵的资源是土地资源, 在土地利用问题上需要慎之又慎。在项目补贴到期前, 如果土地类生态补偿项目的参与者不能够找到其他的合适的就业机会, 那么他们很可能对已经退耕的土地复耕, 回到以前的农业生产方式, 破坏已经取得的生态修复效果。目前的岗位类生态补偿项目的参与者缺少相应技能, 需要加强对生态保护人员的指导和培训, 提高生态保护岗位的成本效益, 下一步的政策重点是进行人力资本投资, 使得参与者在项目参与过程中形成专业技术, 增强其市场就业能力。

参考文献:

- [1] 吴敬琏. 农村剩余劳动力转移与“三农”问题 [J]. 宏观经济研究, 2002 (6): 6-9.
- [2] 费孝通. 江村农民生活及其变迁 [M]. 兰州: 敦煌文艺出版社, 1997: 112-115.
- [3] 唐鸣, 汤勇. 生态公益林建设对山区农村生计的影响分析——基于浙江省 128 个村的调查 [J]. 中南民族大学学报 (人文社会科学版), 2012 (4): 124-129.
- [4] 梁义成, 刘纲, 马东春, 等. 区域生态合作机制下的可持续农户生计研究——以“稻改旱”项目为例 [J]. 生态学报, 2013 (3): 693-701.
- [5] 侯成成, 赵雪雁, 张丽, 等. 生态补偿对区域发展的影响——以甘南黄河水源补给区为例 [J]. 自然资源学报, 2012 (1): 50-61.
- [6] 郝庆, 邓玲, 张万军, 等. 冀北山区生态建设对农户经济行为影响分析 [J]. 生态经济, 2008 (8): 52-55.
- [7] UCHIDA E, XU Jintao, ROZELLE S. Grain for green: cost-effectiveness and sustainability of China's conservation set-aside program [J]. Land Economics, 2005 (2): 247-264.
- [8] 易福金, 陈志颖. 退耕还林对非农就业的影响分析 [J]. 中国软科学, 2006 (8): 31-40.
- [9] 徐晋涛, 陶然, 徐志刚. 退耕还林: 成本有效性、结构调整效应与经济可持续性——基于西部三省农户调查的实证分析 [J]. 经济学 (季刊), 2004 (4): 139-162.
- [10] 青雪燕. 自我发展能力的概念研究 [J]. 改革与开放, 2012 (22): 128-129.
- [11] MARTINETTI E C. A multidimensional assessment of well-being based on Sen's functioning approach [J]. Rivista Internazionale Di Scienze Sociali, 2000 (2): 207-239.
- [12] SEN A. Development as freedom [M]. NY: Oxford Paperbacks, 2001: 3-8.
- [13] 阿马蒂亚·森. 以自由看待发展 [M]. 于真, 任贇, 译. 北京: 中国人民大学出版社, 2002: 60-63.
- [14] PAGIOLA S. Can programs of payments for environmental services help preserve wildlife [R]. The World Bank, 2003.
- [15] 赵忠升. “三农”问题的核心: 农民的权益与能力 [J]. 农业经济问题, 2012 (11): 59-66.
- [16] 王立安, 刘升, 钟方雷. 生态补偿对贫困农户生计能力影响的定量分析 [J]. 农村经济, 2012 (11): 99-103.
- [17] 杜洪燕, 武晋. 生态补偿项目对缓解贫困的影响分析——基于农户异质性的视角 [J]. 北京社会科学, 2016 (1): 121-128.
- [18] 宁光杰. 自选择与农村剩余劳动力非农就业的地区收入差异——兼论刘易斯转折点是否到来 [J]. 经济研究, 2012 (S2): 42-55.
- [19] LIU S, XIE F, ZHANG H, et al. Influences on rural migrant workers' selection of employment location in the mountainous and upland areas of Sichuan, China [J]. Journal of Rural Studies, 2014, 33: 71-81.
- [20] 周春芳. 经济发达地区农村劳动力非农劳动供给的性别差异分析 [J]. 农业经济问题, 2012 (3): 43-49.
- [21] 杨琦, 曾祥旭. 农村劳动力非农就业的影响因素分析——以贵州省施秉县为例 [J]. 西部论坛, 2010 (5): 44-51.
- [22] 王智强, 刘超. 中国农村劳动力迁移影响因素研究——基于 Probit 模型的实证分析 [J]. 当代经济科学, 2011 (1): 56-61.
- [23] 杨勇华, 吴有根. 关于我国居民储蓄高低问题的研究 [J]. 福建师范大学学报 (哲学社会科学版), 2007 (5): 20-23.

[责任编辑 方志]