

# 经济补偿对农户感知耕地保护政策 实施成效的影响

——来自四川、湖北、上海和江苏的典型实证

朱兰兰,蔡银莺

(华中农业大学 公共管理学院,湖北 武汉 430070)



**摘 要** 以试行耕地保护经济补偿政策的四川省成都市、上海市闵行区及江苏省苏州市,以及尚未实行经济补偿政策的湖北省武汉市、荆门市和黄冈市 6 个典型区域 93 个村庄 940 名受访农民的调查为实证,探讨经济补偿对调动农民参与耕地保护政策的影响,并采用多分类 logit 模型分析农民感知耕地保护政策实施成效的影响因素。研究表明:经济补偿明显增强农民在改善耕地生态环境、维持耕地数量不减少、确保农地用途不改变、平衡耕地质量不降低等方面的积极性;经济补偿显著提升了农民对耕地保护政策实施成效的感知评价,已接受经济补偿的农民对耕地保护政策实施成效的综合评价值较未享有经济补偿农民对耕地保护成效的综合评价值高 0.143;受访农户的个体特征、家庭特征、耕地功能环境认知、区域发展环境状况及政策自身因素均对农地保护政策实施成效具有显著影响。

**关键词** 耕地保护政策;经济补偿;农户;影响因素;多分类 logit 模型

**中图分类号:**F 062.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2016)02-0096-08

**DOI 编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2016.02.014

以转移性支付为核心的耕地保护经济补偿政策成为西方发达国家激励乡村适宜景观地保护的有效手段,在农田保护、福利改善及消除贫困等方面取得显著成效,截至 2010 年,耕地保护经济补偿项目已在美国保护农地  $3.58 \times 10^6$  公顷,并被拉丁美洲、加拿大、澳大利亚和加勒比沿海区域作为成功经验广泛推广与借鉴<sup>[1-2]</sup>。国外学者对耕地保护政策的相关研究已趋于成熟,早期研究主要集中在探讨耕地保护所带来的耕地发展受限及其所引起的福利不均衡问题<sup>[3-5]</sup>,代表性观点如农业经济学家 Gardner 认为耕地保护将会使土地所有者产生“暴利”和“暴损”的福利非均衡问题<sup>[3]</sup>;中期研究则开始关注耕地保护政策配套补偿机制的设计及其完善<sup>[6-7]</sup>,如 Downing 对美国发展权转移制度的可靠性进行评估,结果表明该项制度没有带来显著的福利提升,补偿制度需要结合区域特征进行改善<sup>[6]</sup>;当前研究则侧重于补偿机制实施的效应评价,相关学者的研究结果表明含有配套补偿机制的耕地保护政策不仅能够一定程度上消除贫困,显著改善弱势群体的福利,促进福利的均衡分配,而且显著优化了农户的土地利用行为<sup>[8-12]</sup>,如 Van 对爱尔兰的“农村环境保护计划”(rural environment protection scheme, REPS)研究表明,REPS 的参与使共有地农民拥有更多非农就业渠道及收入来源,参与者收入及环境意识显著高于未参与者,且该项目使补偿区域共有地的质量得到提升<sup>[11]</sup>;Marita 等认为芬兰的农业环境经济补偿对农户的农业物质及土地利用决策均产生积极影响,补偿政策实施明显降低了农业富营养化面源污染<sup>[12]</sup>。国外关于耕地保护经济补偿项目的研究已趋于成熟,而我国则处

收稿日期:2015-08-11

基金项目:国家社会科学基金项目“主体功能区划框架下农田生态环境补偿制度设计及效应——两型社会试验区的实证研究”(09CJY021);国家自然科学基金项目“主体功能区空间规划管制下群体福利均衡与农田生态补偿研究”(40901288);中国博士后科学基金“规划管制下土地发展受限与农田保护经济补偿政策分析”(20110491160)和中央高校基本科研业务费专项资金(2014RW011)。

作者简介:朱兰兰(1990-),女,博士研究生;研究方向:土地资源管理及农业经济。

于初步探索阶段,直至2005年才首次尝试提出借鉴国外成功经验,试验推行耕地保护经济补偿政策。截至2015年初,我国四川省成都市,广东省广州市、佛山市、东莞市,浙江省海宁市、临海市、慈溪市,上海市闵行区、浦东新区,江苏省苏州市等地已相继积极试验试行耕地保护经济补偿政策。同时我国学者对耕地保护经济补偿的研究仍多集中探讨耕地保护经济补偿标准、补偿方式及制度设计<sup>[13-18]</sup>,部分学者探讨农户的政策参与意愿,如苏芳等分析了家庭生计资本对农民生态补偿参与意愿的影响<sup>[19]</sup>,张方圆等的研究表明社会资本的网络、规范、信任维度均对补偿项目的参与意愿有显著正向影响<sup>[20]</sup>,李芬等对鄱阳湖的实证显示,收入水平及来源、就业、农户个体特征等均会影响农户对补偿项目的参与意愿<sup>[21]</sup>;仅少数学者分析耕地保护经济补偿政策的初期实施效应,赵雪雁从理论的角度分析我国耕地保护经济补偿政策的实施效率<sup>[22]</sup>,蔡银莺等从实证角度总体分析了我国东西部农田保护经济补偿政策的实施成效,但由于我国耕地保护经济补偿政策实施的强制性及普遍性,并未清楚分析经济补偿在耕地保护政策中的作用<sup>[23]</sup>。故本文以试行耕地保护经济补偿政策的四川省成都市、上海市闵行区及江苏省苏州市,及尚未实行经济补偿政策的湖北省武汉市、荆门市和黄冈市的部分乡镇为实证,分析我国耕地保护政策的实施成效的影响因素,并重点探讨经济补偿对其的影响。

## 一、研究背景

人多地少、耕地资源稀缺的特殊国情决定耕地保护是我国土地管理工作的核心纲要。我国耕地保护主要分为两个阶段:①1998—2005年,初步实施耕地保护阶段。20世纪90年代,耕地面积锐减、土地资产流失严重的问题致使我国相继提出一系列强制性的政策法规以管理和保护土地,如“耕地总量动态平衡制度”、“土地用途管制制度”、“耕地占补平衡制度”、“基本农田保护区制度”等<sup>[24]</sup>,最基本的为基本农田保护区制度,该制度根据土地利用规划将全国范围内大部分耕地均划入基本农田保护区范围,并对耕地保护主体需承担的义务进行了明确规定,如“禁止任何单位和个人在基本农田保护区内建窑、建房、建坟、挖砂、采石、采矿、取土、堆放固体废弃物或者进行其他破坏基本农田的活动”等。然而,在实施强制性农地保护过程中,由于只强调耕地保护主体要承担的责任与义务,却长期忽视其基本权益,农地保护主体激励严重缺失,造成社会不公或滋生寻租行为,带来相关群体利益分配关系的扭曲及农地保护效率的低下<sup>[24-25]</sup>。②2005年至今,耕地保护制度创新阶段。为提高耕地保护效率,我国自2005年开始,便尝试借鉴国外成功经验及结合我国耕地保护现状,试验推行耕地保护经济补偿机制,并于2008年中央一号文件提出“划定永久基本农田,建立保护补偿机制”,2009年中央一号文件相继提出“尽快出台耕地保护补偿的具体办法”,2010年中央一号文件强调提出“坚决守住耕地保护红线,建立保护补偿机制,加快划定基本农田,实行永久保护”,2012年中央一号文件相继推出“加快永久基本农田划定工作,启动耕地保护补偿试点”,2013年中央一号文件要求尽快“完善耕地保护补偿办法”,2014年中央一号文件明确提出“支持地方开展耕地保护补偿”。我国一系列大政方针多次相继强调耕地保护经济补偿,充分显示了耕地保护补偿问题的重要性,以及对其深入系统研究的迫切性。同时,我国部分发达地区及城市已根据政策文件、结合自身经济发展水平,相继积极试验试行耕地保护补偿政策,如四川省成都市,广东省广州市、佛山市、东莞市,浙江省海宁市、临海市、慈溪市,上海市闵行区、浦东新区,江苏省苏州市等。

结合地理位置、区域财政状况及耕地保护经济补偿项目实施具体情况,选择四川省成都市、上海市闵行区和江苏省苏州市作为耕地保护经济补偿试点的典型。同时,由于我国耕地保护经济补偿政策目前尚处于初期探索阶段,目前仍有大部分省市并未推行经济补偿政策。如湖北省是我国重要的商品粮棉油基地,截至2008年,全省人均耕地面积为0.0763公顷,高于联合国粮农组织确定的人均耕地占有量0.0533公顷的警戒线,但该区域至今仍通过强制性管制措施对耕地实行保护。为响应“促进中部地区崛起”的国家政策以及实现“一元多层次战略体系”的地方目标,湖北省已于2012年起在全省范围内开始实行《湖北省主体功能规划》,将湖北省主要分为重点开发区、农产品主产区及生态功能区,本文分别选取不同功能区的部分村庄为未实施经济补偿试点的典型,分析耕地保护政策的实施成效,并重点对比分析经济补偿对该政策实施成效的影响。

二、数据来源及样本特征

1. 数据来源

数据主要来源于面对面访谈,调研区域涉及我国东、中、西部的主要区域。课题组分别于 2012 年 1 月和 2012 年 7 月对已实施配套经济补偿政策的耕地保护区——上海市、江苏省及四川省各代表区域的部分村庄进行调研,于 2013 年 10 月至 11 月对未实施经济补偿的耕地保护区——湖北省各典型区域进行实地调研,包括湖北省境内重点开发区、农产品主产区和生态功能区代表乡镇的部分村庄,共涉及 93 个村庄,1 113 个农户,获取有效问卷 940 份,有效回收率为 84.46%。调查问卷的内容主要包括:①受访者所处的区域特征,包括调研区域的地理区位、经济发展状况及农业环境政策的实施状况等;②受访农户的家庭特征,包括受访者家庭人口特征、收入状况及资源禀赋状况;③受访者对耕地及耕地保护政策的认知,包括对基本农田、耕地功能及耕地保护政策等的认知;④受访者对耕地保护政策的实施评价,包括受访者对耕地保护政策实施成效、满意度评价等方面。为提高调研数据有效性,实地调查前对调研人员进行了培训,以加深其对调研内容及调研目的了解。

2. 样本特征

农地保护区域受访者的基本情况如表 1 所示。农地保护区域的 940 名受访者中,被调查农户男性较多,所占比例 58.09%;79.05%的受访者均接受过小学和初中教育,文盲和接受过高中及以上教育的比例相对较小,其分别为 9.57%和 11.38%;77.24%的受访者年龄均超过 45 岁,35 岁以下的受访者仅占 5.85%,主要是由于实地调研中考虑到目前我国农业种植者趋于老龄化,年轻人多常年外出打工,从事非农产业,对农地经营及相关农业政策了解甚微,故调研对象多倾向于年龄较大的农业种植者;有小部分受访者为农村管理者,占总体样本的 14.15%;大部分受访者为务农农民,占样本总量的 72.98%;受访农户多为中等偏低收入农村家庭,家庭年收入在 1~5 万元的农户家庭占样本总量的 47.13%;受访农户的总经营地面积为 493.38 公顷,户均经营土地面积在 1.0 公顷以上的农户仅占 9.04%,农地多为小规模细碎化经营;39.36%的受访者已参与农地流转。

表 1 研究区域调研样本的分布特征

变量	频率	占比/%	变量	频率	占比/%
性别			[9,11)	84	8.94
男性	546	58.09	≥11	104	11.06
女性	394	41.91	年龄		
受教育年限			≤35	55	5.85
0	90	9.57	(35,45]	159	16.91
[1,6]	391	41.60	(45,60]	427	45.43
(6,10)	352	37.45	(60,70]	227	24.15
≥10	107	11.38	>70	72	7.66
是否为户主			户均经营地面积/(公顷/户)		
是	539	57.34	<0.1	201	21.38
否	401	42.66	[0.1,0.5)	463	49.26
是否为村干部			[0.5,1.0)	191	20.32
是	133	14.15	≥1	85	9.04
否	807	85.85	耕地流转情况		
家庭收入/万元			未流转	570	60.64
<1	81	8.62	已流转	370	39.36
[1,3)	203	21.60	经济补偿		
[3,5)	240	25.53	未实施	409	43.51
[5,7)	136	14.47	已实施	531	56.49
[7,9)	92	9.79			

三、研究方法

1. 指标构建

农民对耕地保护政策实施成效的评价是多种因素综合作用的结果。本文将重点从受访者的个体特征、家庭特征、环境认知、区域发展以及政策五方面分析相关因素对农地保护政策实施成效的影响。具体分析如下:农民是耕地保护的基本决策单元,其对农地保护政策实施的主观评价会因个体特征的差异而不同,个体特征变量包括受访者是否为户主、年龄、受教育水平、是否为村干部和性别,在数据处理过程中,结合已有文献<sup>[23]</sup>及研究样本的年龄分布特征,对年龄变量做了离散化处理。同时农民个体均隶属于家庭,其对农地保护政策实施成效的评价也明显会受到家庭经济特征的影响。农民对耕地保护政策实施成效的评价直接受其环境意识的影响,较高的环境保护意识能够激励农民结合市场情况长远综合考虑耕地保护政策、并拥有较高的预期,如在美国的 CRP 中,环境意识较高州的农民在没有大量农业环境保护补偿资金的情况下参与 CRP 项目的意愿仍很强烈<sup>[26]</sup>。区域经济发展程度对农地保护政策实施成效也具有一定影响,区域间环境状况、社会经济发展水平等的差异也会导致耕地保护政策实施目标、实施形式及微观主体参与意愿等的不同。此外,政策自身因素也会对其实施效应产生影响,文中主要考虑了政策配套经济补偿的实施对农地保护政策实施成效的影响,各方面的具体指标如表 2 所示。

表 2 指标定义

变量	定义
因变量	
实施效应 Y	未取得;不清楚;已取得
自变量	
个体特征	
是否户主 HH	是=1;否=2
年龄 AG	35 岁及以下=1; 36 岁至 45 岁=2; 46 岁至 60 岁=3; 61 岁至 70 岁=4; 71 岁及以上=5
受教育水平 EL	其他=1;小学=2;初中=3;高中及以上=4
是否为村干部 SC	是=1;否=2
性别 SX	男性=1;女性=2
家庭特征	
家庭年收入 HI	家庭年均总收入/万元
农业收入比 AI	年均农业收入占家庭总收入的比/%
补贴收入比 SI	年均农业补贴收入占家庭年总农业收入的比/%
单位农地务农人数 LF	单位农地务农人数
土地流转情况 TA	未参与流转=0;参与流转=1
环境认知	
农地生产功能认知 CP	无=1;不清楚=2;有=3
农地生态功能认知 CE	极小=1;较小=2;中等=3;较多=4;极多=5
对农地保护重要性的认知 CI	不重要=1;不清楚=2;重要=3
对农地保护政策的关注程度 DC	从不关注=1;偶尔关注=2;经常关注=3
区域因素	
农业经营的机会成本 OC	每个劳动力从事年均非农业收入与年均农业收入的差/万元
区域农地环境现状 SE	当地农田生态环境被破坏的种类数
政策因素	
经济补偿政策的实施情况 IEC	未实施=0;已实施=1

2. 多分类回归模型

因变量 Y 为耕地保护政策的实施成效,选用农户对“您认为农地保护政策实施以来是否取得一定成效?”的评价来表示,其回答分别为“未取得成效”、“不清楚”、“取得成效”,令“Y=1”表示农民对农地保护政策实施成效的评价为“未取得成效”,“Y=2”表示农民对农地保护政策实施成效的评价为“不清楚”,“Y=3”表示农民对农地保护政策实施成效的评价为“取得成效”(这里的 1,2,3 只是一个排列序号,不存大小关系)。由于因变量是多分类变量,故选用 multinomial logistic regression,且选



用  $Y=2$  为对照组。Logistic 回归模型可表示为：

$$\text{logit}(P_{1/2})=\ln[\frac{P(Y=1|X)}{P(Y=2|X)}]=\alpha_1+\beta_{11}X_1+\beta_{12}X_2+\cdots+\beta_{1K}X_K=g_1(X)$$

(1)

$$\text{logit}(P_{3/2})=\ln[\frac{P(Y=3|X)}{P(Y=2|X)}]=\alpha_3+\beta_{31}X_1+\beta_{32}X_2+\cdots+\beta_{3K}X_K=g_3(X)$$

(2)

式(1)和(2)中, $Y$  为被解释变量, $X$  为解释变量, $K$  为解释变量的个数( $K=18$ ), $\alpha$  为常数项, $\beta$  为解释变量的估计系数。公式(1)表示农地保护政策未取得成效组与对照组的比数;公式(2)表示农地保护政策取得成效组与对照组的比数;同时认为农地保护政策取得成效组与认为农地保护政策未取得成效组相比的  $\text{logit}$  可用上述两模型之差得到,即  $\text{logit}(P_{3/1}=g_3(X)-g_1(X)$ 。其条件概率分别为:

$$P_1=P[Y=1|X]=\frac{e^{g_1(X)}}{1+e^{g_1(X)}+e^{g_3(X)}}$$

(3)

$$P_2=P[Y=2|X]=\frac{1}{1+e^{g_1(X)}+e^{g_3(X)}}$$

(4)

$$P_3=P[Y=3|X]=\frac{e^{g_3(X)}}{1+e^{g_1(X)}+e^{g_3(X)}}$$

(5)

其中, $P[Y=1|X]+P[Y=2|X]+P[Y=3|X]=1$ 。

四、结果分析

1. 经济补偿提升农户对耕地保护政策实施成效的感知

经济补偿显著提升了农民对耕地保护政策实施成效的感知评价。对比已接受与未享有经济补偿的受访者对耕地保护政策实施成效感知评价发现,已接受经济补偿农民对耕地保护成效的综合评价价值较未享有经济补偿农民的综合评价价值高 0.14(图 1),已接受经济补偿农民认为耕地保护政策取得成效的比例 35.94% 远大于未享有经济补偿农民的比例 19.21%,已接受经济补偿的受访者中不清楚农地保护政策是否取得成效的比例 49.39% 较未享有经济补偿农民的比例(68.55%)低,具体表现为经济补偿明显强化了农民对调研区域耕地生态环境、数量、质量及农地合理利用的良性感知,调研数据显示,在已实施经济补偿政策的耕地保护区域中,48.85% 的农民认为自己所在区域的耕地生态环境得以改善,45.80% 的农民认为调研区域耕地数量得以维持,受访者中认为自己所在村庄耕地质量未降低的比例为 46.06%,认为能够保证农地农用地,不损毁、破坏耕地的受访者占 49.87%,上述比例均分别显著高于未实施经济补偿政策耕地保护区域农民对耕地生态环境、数量、质量及农地合理利用的良性感知比例 37.70%、32.24%、32.06% 及 29.14%。耕地保护政策一方面具有能够矫正负外部性和市场失灵,并提高整个社会的福利水平、促使公共利益均衡等基本功能<sup>[27]</sup>,另一方面也会因为土地发展受限下配套经济补偿机制的缺乏而激发土地所有者的寻租行为及不正当动机产生,造成土地利用过程中的负效应<sup>[28-30]</sup>,经济补偿能够一定程度减少耕地保护实施过程中的负外部性,但影响幅度较小,主要是由于我国耕地保护经济补偿政策尚处于初期探索阶段,补偿制度仍不成熟,可尝试通过多样化补偿方式激励农民保护耕地的积极性。

2. 农户感知耕地保护政策实施成效的影响因素分析

利用统计软件 STATA12.1 对模型及变量进行显著性检验。结果显示,农民对农地保护政策实施成效评价模型似然比卡方检验的  $P$  值小于 0.001,说明模型具有统计学意义。多分类回归模型结果如表 3 所示,具体分析如下:

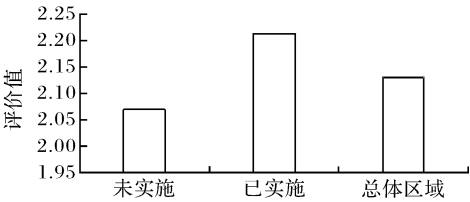


图 1 农民对耕地保护政策实施成效的评价

表 3 农户参与耕地保护政策实施成效的影响因素分析

变量	评价值=1				评价值=3			
	B	Exp(B)	95%的置信区间		B	Exp(B)	95%的置信区间	
			上限	下限			上限	下限
HH	-0.603 0**	0.547 2	-1.148 8	-0.057 1	-0.791 0***	0.453 4	-1.272 3	-0.309 8
AG	-0.209 6*	0.810 9	-0.445 2	0.026 0	-0.266 1***	0.766 3	-0.465 2	-0.067 1
EL	-0.122 3	0.884 9	-0.397 7	0.153 1	0.148 7	1.160 4	-0.089 8	0.387 3
SC	0.050 8	1.052 1	-0.503 1	0.604 7	-0.315 5	0.729 4	-0.717 2	0.086 2
SX	0.168 2	1.183 2	-0.381 3	0.717 8	0.392 7	1.481 0	-0.087 9	0.873 3
HI	-0.002 3	0.997 7	-0.023 7	0.019 2	-0.038 8*	0.962 0	-0.078 3	0.000 7
AI	-0.756 6*	0.469 3	-1.570 6	0.057 5	-0.868 1**	0.419 8	-1.582 5	-0.153 6
SI	-1.303 0**	0.271 7	-2.335 3	-0.270 7	-0.128 1	0.879 7	-0.880 8	0.624 5
LF	0.092 9	1.097 4	-0.120 3	0.306 2	-0.006 6	0.993 4	-0.214 2	0.201 1
TA	0.071 0	1.073 5	-0.357 0	0.498 9	-0.613 0***	0.541 7	-0.996 0	-0.229 9
CP	-0.304 1**	0.737 8	-0.584 3	-0.024 0	0.007 2	1.007 2	-0.253 9	0.268 2
CE	0.056 7	1.058 4	-0.129 8	0.243 3	0.122 2	1.130 0	-0.036 8	0.281 3
CI	0.429 8	1.537 0	-0.137 0	0.996 7	0.655 9**	1.926 8	0.144 1	1.167 6
DC	0.427 4***	1.533 3	0.101 6	0.753 2	1.304 2***	3.684 9	1.029 8	1.578 6
OC	0.174 5	1.190 7	-0.088 6	0.437 7	-0.006 3	0.993 7	-0.234 2	0.221 5
SE	0.165 5*	1.179 9	-0.026 9	0.357 8	0.073 1	1.075 8	-0.091 7	0.237 9
IEC	0.772 1**	2.164 2	0.054 4	1.489 7	1.918 1***	6.807 7	1.363 0	2.473 1
Constant	-1.821 8	0.161 7	-4.611 8	0.968 3	-4.125 9***	0.016 1	-6.591 1	-1.660 6
Log likelihood	-744.686 5		Nagelkerke R <sup>2</sup>		0.278			
LR Chi-square	250.82***		N		940			

注:(评价值=2为参照组);B是多元 logistic 模型的系数;Exp(B)是系数 B 变化的几率;下限/上限;Exp(B)在 95%的置信水平的上下限;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 10%、5%、1%的置信水平下显著。

(1)农户个体特征对农地保护政策实施成效评价的影响。是否为户主和年龄对“未取得成效”和“取得成效”的评价影响均显著,是否务农对“取得成效”的评价影响显著,而受访者的受教育水平、性别及其是否为村干部对其评价影响不显著。是否户主对受访者“未取得成效”的评价负向影响显著,“取得成效”的评价负向影响显著,即户主更能够明显区分政策的实施成效;年龄对受访者“未取得成效”的评价负向影响显著,“取得成效”的评价负向影响显著,即年纪越小的农户更能够明显区分政策的实施成效;是否务农对“取得成效”的评价负向影响显著,即农业从业者认为农地保护政策取得成效的概率较大。

(2)家庭特征对耕地保护政策实施成效评价的影响。家庭年总收入和农户土地流转情况对“取得成效”评价影响显著,补贴收入占比对“未取得成效”评价影响显著,农业收入占比对“取得成效”与“未取得成效”评价影响均显著。家庭年总收入对“取得成效”评价负向影响显著,即收入越低的农户认为农地保护政策取得成效的可能性越大;农地流转对“取得成效”评价负向影响显著,即未参与农地流转的受访者认为农地保护政策实施取得成效的可能性较大;农业补贴收入占比对“未取得成效”评价的负向影响显著,同时对“取得成效”评价的影响为正,即农业补贴收入越高,农地保护政策实施取得成效的概率越大;农业收入占比对“未取得成效”、“取得成效”评价的负向影响显著,即农业收入占比越低的农户越能够清晰的对农地保护政策实施成效做出明确评价。

(3)受访者的环境认知对农地保护政策实施成效评价的影响。受访者的耕地生产功能认知对“未取得成效”评价影响显著,耕地生态环境保护重要性认知对“取得成效”评价影响显著,农地保护政策的关注程度对“取得成效”和“未取得成效”评价的影响均显著。受访者的耕地生产功能认知对“未取得成效”评价负向影响显著,同时对“取得成效”评价的影响为正,说明对耕地生产功能认知较深的受访者认为农地保护政策取得成效的概率较大;耕地生态环境保护重要性认知对“取得成效”评价正向影响显著,即认为耕地生态环境保护重要的受访者认为农地保护政策取得成效的概率较大;农地保护政策的关注程度对“未取得成效”、“取得成效”评价均正向影响显著,说明对农地保护政策关注度较高的受访者对农地保护政策实施成效的感知存在两个极端,一方认为该政策取得一定成效,而另一方则

持相反观点。

(4)区域因素对农地保护政策实施成效评价的影响。区域耕地生态环境现状对“未取得成效”评价正向影响显著,即受访者所在区域耕地环境破坏越严重,该区域农民认为农地保护政策未取得成效的概率越大,主要是由于受访者所在区域耕地环境受损程度越大,农户对环境改善的心理预期越高,导致细微的改变并不能够满足农民的迫切需求。农民从事农业种植的机会成本对农地保护政策实施成效影响不显著。

(5)政策自身因素对农地保护政策实施成效评价的影响。经济补偿的实施状况对“未取得成效”和“取得成效”评价均正向影响显著,回归模型结果与统计分析相一致,经济补偿能够明显提升农民对耕地保护政策实施成效的认知。

五、结论与政策建议

1. 结 论

以已试行经济补偿的耕地保护区四川省成都市、上海市闵行区及江苏省苏州市和尚未实行经济补偿的耕地保护区湖北省武汉市、荆门市和黄冈市 6 个典型区域 93 个村庄 940 名受访农民为实证,分析经济补偿对我国耕地保护政策实施成效的作用,并运用多分类 logit 模型分析我国耕地保护政策实施成效的影响因素。具体研究结论如下:

(1)经济补偿明显增强了农民在改善耕地生态环境、维持耕地数量不减少、确保农地用途不改变、平衡耕地质量不降低等方面的积极性。经济补偿显著提升了农民对农地保护政策实施成效的评价,已接受经济补偿农民对农地保护成效的综合评价价值较未享有经济补偿农民对农地保护成效的综合评价价值高 0.14。

(2)多分类 Logit 结果显示,受访者的个体特征、家庭特征、环境认知、区域因素及政策自身因素均对农地保护政策实施成效具有显著影响。具体表现为是否为户主和年龄对“未取得成效”和“取得成效”的评价影响均显著,是否务农对“取得成效”的评价影响显著,而受访者的受教育水平、性别及其是否为村干部对其评价影响不显著;家庭年总收入和农户土地流转情况对“取得成效”评价影响显著,补贴收入占比对“未取得成效”评价影响显著,农业收入占比对“取得成效”与“未取得成效”评价影响均显著;受访者的耕地生产功能认知对“未取得成效”评价影响显著,耕地生态环境保护重要性认知对“取得成效”评价影响显著,农地保护政策的关注程度对“取得成效”和“未取得成效”评价的影响均显著;受访者所在区域耕地环境破坏越严重,该区域农民认为农地保护政策未取得成效的概率越大。

2. 政策建议

调查数据显示,虽然目前我国耕地数量增加了,但耕地质量堪忧,同时我国农村居民普遍重视耕地数量的保证,而忽视耕地质量的保护,农地保护任重道远,需要激励农民保护农地的积极性,而经济补偿能够显著提升农民保护农地的积极性。对于我国已实行农地保护经济补偿的部分区域,应完善经济补偿机制,可通过差别化、多样化补偿模式激励农民耕地利用与管理的积极性,提升耕地生态环境质量;对于未实行农地保护经济补偿的省市,可结合地域、经济实情及农地概况,因地制宜,试行适合区域发展的经济补偿机制及收入转移,运用经济手段激励农民参与耕地保护政策,提升耕地保护政策的实施成效,改善耕地生态环境质量。同时,可通过培训、报纸及乡间活动等加强农民对农地功能的认知,以提升农民自觉保护农地环境的积极性。

参 考 文 献

[1] ALLIANCE L T. National land trust census report;a look at voluntary land conservation in America[J]. Land Trust Alliance, 2010(21):2012.

[2] FARMER J R,MERETSKY V,KNAPP D,et al. Why agree to a conservation easement? Understanding the decision of conservation easement granting[J]. Landscape and Urban Planning,2015(138):11-19.

- [3] GARDNER B D. The economics of agricultural land preservation[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1977, 59(6): 1027-1036.
- [4] LOPEA R A, SHAH M A, ALTOBLO. Amenity benefits and optimal allocation of land[J]. Land Economics, 1994, 70(1): 53-62.
- [5] THOMPSON D D. An externality from governmentally owned property may be a nuisance even a taking[M]//HAGMAN D G, MISCZYNSKI D J. Windfall for wipeouts: land value capture and compensation. Washington DC: Planner press, 1987: 203-221.
- [6] DOWNING M, OZUNA J R T. Testing the reliability of the benefit function transfer approach[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1996, 30(3): 316-322.
- [7] HANLEY N M, WHITBY I S. Assessing the success of agri-environmental policy in the UK[J]. Land Use Policy, 1999, 16(2): 67-80.
- [8] PAGIOLA S, ARCENAS A, PLATAIS G. Can payments for environmental services help reduce poverty? An exploration of the issues and the evidence to date from Latin America[J]. World Development, 2005, 33(2): 237-253.
- [9] TSCHAKERT P. Environmental services and poverty reduction: options for smallholders in the Sahel[J]. Agricultural Systems, 2007, 94(1): 75-86.
- [10] BENNETT E M, PETERSON G D, GORDON L J. Understanding relationships among multiple ecosystem services[J]. Ecology Letters, 2009, 12(12): 1394-1404.
- [11] VAN RENSBURG T M, MURPHY E, ROCKS P. Commonage land and farmer uptake of the rural environment protection scheme in Ireland[J]. Land Use Policy, 2009, 26(2): 345-355.
- [12] LAUKKANEN M, NAUGES C. Evaluating greening farm policies: a structural model for assessing agri-environmental subsidies[J]. Land Economics, 2014, 90(3): 458-481.
- [13] 马文博, 李世平, 陈昱. 基于 CVM 的耕地保护经济补偿探析[J]. 中国人口·资源与环境, 2010, 20(11): 107-111.
- [14] 付意成, 高婷, 闫丽娟, 等. 基于能值分析的永定河流域农业生态补偿标准[J]. 农业工程学报, 2013, 29(1): 209-217.
- [15] 陈秧分, 刘彦随, 李裕瑞. 基于农户生产决策视角的耕地保护经济补偿标准测算[J]. 中国土地科学, 2010, 24(4): 4-8.
- [16] 马爱慧, 蔡银莺, 张安录. 基于选择实验法的耕地生态补偿额度测算[J]. 自然资源学报, 2012, 27(7): 1154-1163.
- [17] 姜广辉, 孔祥斌, 张凤荣, 等. 耕地保护经济补偿机制分析[J]. 中国土地科学, 2009, 23(7): 24-27.
- [18] 牛海鹏, 许传阳, 李明秋, 等. 耕地保护经济补偿的接受和给付主体分析——基于 110 份接受主体和 445 份给付主体的问卷调查[J]. 资源科学, 2011, 33(3): 513-520.
- [19] 苏芳, 尚海洋, 聂华林. 农户参与生态补偿行为意愿影响因素分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2011, 21(4): 119-124.
- [20] 张方圆, 赵雪雁, 田亚彪, 等. 社会资本对农户生态补偿参与意愿的影响——以甘肃省张掖市、甘南藏族自治州、临夏回族自治州为例[J]. 资源科学, 2013(9): 1821-1827.
- [21] 李芬, 甄霖, 黄河清, 等. 鄱阳湖区农户生态补偿意愿影响因素实证研究[J]. 资源科学, 2010(5): 824-830.
- [22] 赵雪雁. 生态补偿效率研究综述[J]. 生态学报, 2012(6): 1960-1969.
- [23] 蔡银莺, 朱兰兰. 农田保护经济补偿政策的实施成效及影响因素分析——闵行区、张家港市和成都市的实证[J]. 自然资源学报, 2014(8): 1310-1322.
- [24] 蔡银莺, 张安录. 规划管制下农田生态补偿的研究进展分析[J]. 自然资源学报, 2010, 25(5): 868-880.
- [25] 卢艳霞. 我国耕地保护补偿机制研究[M]. 北京: 科学出版社, 2013: 21-25.
- [26] 中国 21 世纪议程管理中心. 生态补偿的国际比较: 模式与机制[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2012: 169-218.
- [27] 蔡银莺, 余元. 基本农田规划管制下农民的土地发展权受限分析——以江夏五里界镇为实证[J]. 中国人口·资源与环境, 2012, 22(9): 76-82.
- [28] INNES R. Takings, compensation, and equal treatment for owners of developed and undeveloped property[J]. Journal of Law and Economics, 1997, 40(2): 403-432.
- [29] TURNBULL G K. Land development under the threat of taking[J]. Southern Economic Journal, 2002, 69(2): 290-308.
- [30] LUECK D, MICHAEL J A. Pre-emptive habitat destruction under the endangered species act[J]. Journal of Law and Economics, 2003, 46(1): 27-60.

(责任编辑: 陈万红)