
补贴流向与耕地 保护经济补偿政策农户满意度绩效 ——以成都市耕地保护基金为例

余亮亮， 蔡银莺*

(华中农业大学公共管理学院， 湖北 武汉 430070)

【摘要】从农户满意度绩效出发，在理论分析基础上提出相关研究假说，并基于全国率先探索耕地保护基金的成都市的实地调研数据，利用 ordered probit 模型，实证检验了耕地保护补贴流向对耕地保护经济补偿政策农户满意度的影响。研究表明：(1) 转出土地的农户比转入土地或未流转土地的农户对耕地保护经济补偿政策有更高的满意度。土地转出行为使农民对补偿政策“非常不满意”、“不满意”和“一般”的概率分别下降 0.3 %、4.8 %和 11.8 %，并使农民对补偿政策“满意”和“非常满意”的概率分别上升 14.4 %和 1.7 %。(2) 土地转入行为则使农民对补偿政策“非常不满意”、“不满意”和“一般”的概率分别上升 9.3 %、35.4 %和 0.7 %，并使农民对补偿政策“满意”和“非常满意”的概率分别下降 42.9 %和 2.6 %。为提高耕地保护经济补偿政策农户满意度绩效，政府应合理分配有限的耕地保护补贴资金，补贴资金应优先向土地转入户倾斜，提高实际上在承担耕地保护责任的土地转入户保护耕地的积极性。

【关键词】 补贴流向；耕地保护经济补偿政策；农户满意度；成都耕保基金

【中图分类号】 F301 F062.1 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1004-8227 (2016) 01-0106-07

DOI: 10.11870/cjlyzyyhj201601013

耕地的多功能性和耕地保护的外部性使得耕地资源保护具有较强的基础性、社会性和公益性，因此，耕地保护的关键在于完善耕地保护制度与保障体系，创新多元化的耕地保护机制^[1]。灵活的经济手段成为发达市场主义国家保护稀缺耕地资源的

收稿日期：2015-05-06；修回日期：2015-07-12

基金项目：国家自然科学基金项目(41371519, 71573099) [National Natural Science Foundation Of China (4137159 and 71573099)]

作者简介：余亮亮(1989-)，男，博士研究生，主要研究方向为土地资源经济与管理。E-mail: yulianghang90@163.com

* 通讯作者 E-mail: caiyinying@mail.hzau.edu.cn

首选，通过构建激励相容约束的耕地保护经济补偿机制，平衡相关利益群体的福利诉求。由于农户作为耕地保护行为的主要实施者，其参与意愿直接决定耕地保护的成败。无论是美国的农业环境政策（AEP），还是欧盟的共同农业政策（CAP），均是通过税收减免、经济补偿和技术援助的方式，建立耕地保护价值补偿与激励机制，调动微观主体耕地保护的积极性，实现耕地保护的外部效应内部化^[2]。农地保护政策实施以来，大量学者对这些公共政策的实施绩效进行了分析和评价。例如：起始于 20 世纪 70 年代的土地发展权转移制度在美国 30 多个州推行，通过发展权的发送者和接收者在市场上自由交易，以较低的社会成本取得了经济增长和耕地保护的双赢^[3]。

Claassen 等^[4]对美国的农业环境政策进行成本-效益分析，认为通过给农户直接发放农业环境补贴的方式能够改善农田生态环境，实现了农业环境政策设计的初衷。与没有农业环境政策相比，在 1996-2005 年期间，欧盟的共同农业政策使得整个欧盟地区的粮食生产少用了 11 % 的氮肥和 13 % 的磷肥，极大地改善了农村生态景观^[5]。对耕地保护补偿政策持续实施的担忧主要集中在补偿资金方面，为试图减少耕地保护补偿项目的财政成本支出，促进补偿资金的持续性供给，政府应针对性地完善补偿目标瞄准机制以及补偿资金竞争分配机制，实施精准补贴以提高补偿资金使用效率^[6]。

面对耕地保护的巨大压力，我国政府的一系列重要文件一再强调有条件的地区要积极探索耕地保护经济补偿的实践方式。在此历史背景下，国内一些发达地区和城市，如广东、上海、成都等，相继以农田生态补偿或耕地保护基金的形式对承包土地的农民发放耕地保护经济补助。耕地保护经济补偿政策的客观实施绩效已得到相应文献^[7]的实证检验，然而一项涉及农民福利的公共政策的评价，应该从主观和客观两个层面进行，主观层面的农户满意度绩效评价至关重要，因为只有农户认可的、满意度高的公共政策，其绩效水平才是高的^[8,9]。影响耕地保护补偿政策农户满意度的因素有很多，然而本研究感兴趣的变量主要为耕地保护补贴流向。在农村土地流转已很普遍，但补偿资金仍发放给原有承包土地农户的政策背景下，转入土地的农户与转出土地的农户对耕地保护经济补偿政策的满意程度一样吗？这是本文想要回答的问题。鉴于此，本研究选取成都市作为实施耕地保护补偿政策的典型地区，采用 Ordered Probit 模型，探讨耕地保护补贴流向对农户满意度绩效的影响，以期为在全国推行和完善耕地保护补偿政策提供理论依据。

1 理论基础与研究假说

耕地资源是人类赖以生存、发展的基本生产资料和劳动对象，更是粮食安全的重要保障，因此，耕地保护政策一直是政府关注重点和学者研究热点^[10]。借鉴国外成功经验，耕地保护补偿作为一种外部性内化的公共政策越来越受到我国政府和理论界的重视^[11,12]，2013 年 12 月中共十八届三中全会提出实行资源有偿使用制度和生态补偿制度，改革生态环境保护管理体制；2015 年中央一号文件更是明确要求健全耕地保护补偿、生态补偿制度，中国的耕地保护经济补偿从理论研究走向具体实践探索阶段。

实施耕地保护补偿政策的目的在于通过经济补偿的方式，提高农业生产者耕地保护的积极性，引导农民利益的正当追求，保障利益的合理分配，可以说，经济利益是与耕地保护经济补偿政策相伴而生的。在利益关系日益显化的农村，重大利益关系已经构成农村社会进一步发展的条件，与此同时，也构成了农村社会矛盾、社会冲突的基础^[13]。随着农村土地流转规模的

扩大，耕地保护补偿政策面临如何在转出土地农户和转入土地农户之间公平分配耕地保护经济补贴的制度困境。补偿政策的实施使农村原有的利益均衡关系被打破，分属不同利益群体的转出户和转入户的利​​益观逐渐变强，两大群体的利益差距和矛盾更加明朗，导致利益冲突亦日益凸显。由于利益需求刚性的客观存在，增量利益通过各种途径转化为既得利益后，就成为可调整性较差的存量利益^[13]，因此，由耕地保护补贴带来的利益关系调整，增加了土地纠纷的可能，这样就违背了补偿政策的初衷。

利益分配机制是与利益产生机制密切联系的，耕地保护补贴利益分配机制的中心是依法合理地​​对补贴在土地承包者和实际土地使用者之间进行合理分配。有限的耕地保护补贴在各农业经营主体之间分配的合理与否，直接关系到耕地保护经济补偿政策的实施效果及其作用的发挥，从耕地保护补偿政策的目​​的性价值来看，补贴的目的主要是为了提高农户耕地保护的积极性。从这个目的出发，耕地保护补贴应该发放给真正的土地保护者-土地转入户。然而，目前实施补偿政策的地区明确规定耕地保护补贴资金均归原土地承包者所有，土地流转后实际种粮人却没有享受到政府相应的耕地保护补贴，因此，耕地保护补偿政策不能真正激励从事农业生产的土地转入户，与土地转出户相比，其政策满意度会大打折扣。

基于上述理论分析，提出本文待检验的研究假说：转出土地的农户比转入土地的农户对耕地保护经济补偿政策有更高的满意度。

2 研究区域、数据来源及样本特征

2.1 研究区域

为通过经济手段，调动农民保护耕地的主动性和积极性，成都市于 2008 年 7 月提出建立耕地保护经济补偿机制，对成都市范围内拥有土地承包经营权并承担耕地保护责任的农户，按基本农田和一般耕地分别为每年 6000 元/ hm^2 和 4500 元/ hm^2 的标准给予补贴，其中，10 %用于农业保险补贴，90 %用于农户养老保险补贴，并规定有相应增长机制。成都作为全国最早探索耕地保护经济补偿政策的地区，耕地保护基金政策已实施 7a 左右，相比较其他最近几年才实施耕地保护补偿政策的地区，补偿政策效能发挥的更彻底，农民对补偿政策更了解，对补偿政策的感受也较深，符合本文对研究区域的要求，因此，研究区域选择成都市。

2.2 数据来源及样本特征

本文实证分析所用数据来源于课题组 2013 年 1 月对成都市的实地调研问卷，调查方式为入户面对面访谈形式且主要以户主为访谈对象，在研究区域内进行随机入户调查，发放问卷 223 份，由于采取面对面访谈方式收集信息，问卷回收率较高，收回有效问卷 222 份，覆盖成都市 2 个市县 3 个乡镇的 18 个行政村（表 1）。基于研究目的的需要，调查问卷内容主要包括受访者的家庭社会经济特征、土地承包经营及流转情况、受访者对耕地保护基金实施的总体满意度以及对补偿标准、补偿方式等政策特征的满意程度。

表 1 样本农户分布情况
Tab.1 Distribution of the Sample Farmers

市、县	乡镇	村庄	农户数(个)
双流县	永安镇、金桥镇	松柏村、景山村、双坝村、白果村、三星村、金马村、鲢鱼村、永和村、合水村、临江村、舟渡村	143
崇州市	江源镇	文观村、寨子社区、桅杆村、崇富村、邓公村、石鱼村、红土村	79

对样本农户的描述性统计分析见表 2，受访农户中男性居多，占到 59.91%；样本的年龄区间呈现显著的正态分布特性，受访农户以 40-60 岁的中年劳动力为主，该群体对耕地保护关注度更高；绝大多数受访农户的文化程度为初中及以下，小学及以下文化程度的占 54.5%，初中文化程度的占 36.94%，符合当今农村文化程度较高的青年劳动力多从事非农生产的现实；从未当过村干部的受访农户有 184 人，所占比例为 82.88%，现在是或曾经是村干部的占到 17.12%，受访农户中既有村干部，又有普通农民，表明样本具有显著的广泛性；家庭人口数量为 6 人及以下的占到样本总量的 97.75%，家庭劳动力有 2 个或以下的占到 48.65%，有 3-4 个劳动力的为 47.75%，在农村中通常 60 岁以上的只要还有劳动能力的老人也被认为是劳动力，多从事农业活动；家庭土地承包面积为 0.2 hm^2 或以下的占到 57.66%，0.27-0.4 hm^2 的有 34.78%，222 位受访农户的户均承包地面积为 0.36 hm^2 ；一年内务农时间为 7-12 个月和 3 个月及以下的比重最多，分别为 50.45% 和 31.53%，表明调研样本既有全职农户，也有兼业农户，样本具有较好的代表性。

表 2 调研农户基本特征

Tab.2 Basic Characteristics of Household Survey

指标	频数	频率(%)	指标	频数	频率
(1)性别			(5)家庭人口		
男	133	59.91	≤3个	104	46.85
女	89	40.09	4~6个	113	50.90
(2)年龄			>6个	5	2.25
≤39岁	34	15.32	(6)劳动力		
40~60岁	121	54.50	≤2个	108	48.65
>60岁	67	30.18	3~4个	106	47.75
(3)教育程度			>4个	8	3.60
≤6a	121	54.50	(7)土地面积		
7~9a	82	36.94	≤0.2 hm^2	128	57.66
>9a	19	8.56	0.27~0.4 hm^2	77	34.68
(4)村干部			>0.4 hm^2	17	7.66
现在是	17	7.66	(8)务农时间		
曾经是	21	9.46	≤3月	70	31.53
未任过	184	82.88	4~6月	40	18.02
			7~12月	112	50.45

3 研究方法 with 变量选取

3.1 研究方法

本文模型的因变量是“农户对耕地保护补偿政策的总体满意度”，变量类型为多分类有序变量，采用概率模型分析离散选择问题是理想的估计方法。设因变量为 Y ，其赋值为 1-5 的整数，分别对应着被访者“非常不满意”、“不满意”、“一般”、“满意”和“非常满意”的回答，因此，选择 ordered probit 模型对方程进行回归。有序 probit 模型假定存在一个能够代表解释变量 Y ，但又不能被观测到的潜变量 Y^* ，其由下式决定：

$$Y_i^* = \beta X_i + \varepsilon_i \tag{1}$$

式中： Y_i^* 是隐变量或潜在变量； X_i 是自变量的集合； β 是待估计参数； ε_i 是随机变量（或随机扰动项）。

由偏导数测算事件发生概率的边际效应，即为式（2）：

$$\begin{aligned} \partial \text{probit}(Y = i) / \partial X_m = & \\ & \left[\lambda \left(\alpha_{i-1} - \sum_i^M \beta_m X_m \right) - \right. \\ & \left. \lambda \left(\alpha_i - \sum_i^M \beta_m X_m \right) \right] \beta_m \end{aligned} \tag{2}$$

其中， i 为观测值，在本文中取值 1、2、3、4 和 5，潜变量 Y^* 范围为 $[-\infty, +\infty]$ ，且为观测变量 Y 的映射。变量 Y 通过以下关系式提供 Y^* 的非完全信息： $Y_i = k$ ，如果 $\alpha_{k-1} \leq Y_i^* < \alpha_k$ ，对于 $k=1, 2, \dots, J$ ，其中 α 是割点，且 $\alpha_1 = -\infty, \alpha_J = +\infty$ 。对于正值概率，存在 $\alpha_1 < \alpha_2 < \alpha_3 \dots < \alpha_J$ ，极大似然估计函数是通过给定误差分布形式来进行 Y^* 关于 X 的回归估计^[14]。

3.2 变量选取

本研究关于被解释变量、解释变量和控制变量的描述和说明如表 3 所示。

表 3 变量与说明

Tab.3 Definition and Explanation of Variable

	变量	变量说明	平均值	标准差	最小值	最大值
因变量	满意度	非常不满意=1；不满意=2；一般=3；满意=4；非常满意=5	3.318	0.806	1	5
解释变量	是否转入土地	否=0；是=1	0.157	0.365	0	1
	是否转出土地	否=0；是=1	0.341	0.475	0	1
	年龄		52.359	12.907	23	75
	性别	男=1；女=2	1.401	0.491	1	2
	受教育年限		6.848	3.07	0	16
控制变量	身份特征	不是村干部=0；现在或曾经是村干部=1	0.170	0.377	0	1
	家庭耕地面积	家庭实际承包耕地面积(亩，1亩=1/15 hm ²)	3.07	1.742	0	8.5
	家庭劳动力水平	家庭成年劳动力人数(个)	2.74	1.191	0	6
	对补贴标准满意程度	非常不满意=1；不满意=2；一般=3；满意=4；非常满意=5	3.283	0.961	1	5
	对补贴形式满意程度	非常不满意=1；不满意=2；一般=3；满意=4；非常满意=5	3.426	0.892	1	5
	对补贴账务公开满意程度	非常不满意=1；不满意=2；一般=3；满意=4；非常满意=5	2.695	1.029	1	5

(1) 被解释变量本文用来衡量农户对耕地保护经济补偿政策满意程度的指标，来自受访农民对调查问题“您对耕地保护经济补偿政策总体是否满意？”的回答。在问卷设计中，本研究按照李克特量表方法，将答案设计成五级分类，即“非常不满意”、“不满意”、“一般”、“满意”和“非常满意”分别赋值为 1-5 的整数，最终，在全部 222 位被访问者中，回答“非常不满意”和“不满意”的比例分别是 1.79 %和 11.21 %，回答“一般”的比例是 45.3 %，回答“满意”和“非常满意”的比例分别是 36.77 %和 4.93 %。所有受访农户对耕地保护经济补偿政策满意度的平均得分为 3.318，介于一般和满意之间，标准差为 0.806。

(2) 解释变量根据上文中的理论分析，本研究尝试将耕地保护补贴流向作为关键的解释变量。对补贴流向的度量主要就是考察农户家庭是转入土地还是转出土地，因为现有补偿政策规定耕地保护补贴和农业补贴一样，即使原土地承包者不再从事农业生产，仍归其所有。当农户对是否转入土地的回答为 1 时，表明受访者家庭在土地租赁市场上属于转入土地一方，当农户的回答为 0 时，表明受访者家庭属于转出土地或未流转土地一方；类似于对是否转入土地的回答，当农户对是否转出土地的回答为 1 时，表明受访者家庭在土地流转市场上属于转出土地一方，当农户的回答为 0 时，表明受访者家庭属于转入土地或未流转土地一方。

(3) 控制变量除去耕地保护补贴流向之外，农户对耕地保护经济补偿政策的总体满意度还可能受到其个人特征、家庭特征以及对耕地保护经济补偿政策本身一些政策特征满意程度的影响。因此，本研究还构造了相应的控制变量。其中，农户的个人特征变量包括：年龄；性别，男性赋值为 1，女性为 2；受教育年限；身份特征，未任过村干部的为 0，曾经是或现在是村干部的为 1。农户的家庭特征变量包括：家庭承包地面积、家庭劳动力水平。对耕地保护经济补偿政策的政策特征满意度变量包括：对补贴标准的满意程度；对补贴形式的满意程度；对补贴账务公开的满意程度，农户对以上 3 种政策特征满意程度的回答“非常不满意”、“不满意”、“一般”、“满意”和“非常满意”依次赋值为 1、2、3、4 和 5。

4 实证结果分析

应用 Stata 12 统计软件，利用有序 Probit 模型，检验了各影响因素与耕地保护经济补偿政策农户满意度之间的关系，回归方程似然比检验得到的 P 值为 0，小于假设的显著性水平，因此，模型整体回归结果较好。为了解释的方便，我们除去汇报了各个解释变量的偏回归系数之外，汇报了各个变量对农户满意度绩效的边际概率影响（边际效果），详见表 4。

表4 有序Probit模型分析结果

Tab.4 Regression Results of Ordinal Probit Model

变量	回归系数 (1)	非常不满意 (2)	不满意 (3)	边际效果一般 (4)	满意 (5)	非常满意 (6)
是否转入土地	-1.703***(0.253)	0.093*(0.048)	0.354***(0.073)	0.007*(0.003)	-0.429***(0.044)	-0.026**(0.011)
是否转出土地	0.415**(0.173)	-0.003*(0.001)	-0.048**(0.020)	-0.110**(0.050)	0.144**(0.060)	0.017*(0.010)
年龄	-0.001(0.007)	0.000(0.000)	0.000(0.001)	0.000(0.002)	-0.001(0.002)	-0.000(0.000)
性别	-0.066(0.166)	0.001(0.002)	0.008(0.021)	0.017(0.042)	-0.023(0.058)	-0.002(0.006)
受教育年限	-0.002(0.028)	0.000(0.000)	0.000(0.004)	0.001(0.007)	-0.001(0.010)	-0.000(0.001)
身份特征	-0.005(0.224)	0.000(0.002)	0.001(0.028)	0.001(0.056)	-0.002(0.079)	-0.000(0.008)
家庭耕地面积	0.024(0.049)	-0.000(0.000)	-0.003(0.006)	-0.006(0.012)	0.008(0.017)	0.001(0.002)
家庭劳动力水平	0.093(0.070)	-0.001(0.001)	-0.012(0.009)	-0.023(0.018)	0.033(0.025)	0.003(0.003)
对补贴标准满意程度	0.328***(0.101)	-0.003**(0.001)	-0.041***(0.015)	-0.082***(0.028)	0.115***(0.037)	0.011**(0.005)
对补贴形式满意程度	0.576***(0.112)	-0.005**(0.002)	-0.073***(0.018)	-0.144***(0.035)	0.202***(0.042)	0.020**(0.008)
对补贴账务公开满意程度	0.087(0.083)	-0.001(0.001)	-0.011(0.011)	-0.022(0.021)	0.030(0.029)	0.003(0.003)
伪R ² /调整后的R ²	0.204					
-2 Log Likelihood	421.763					

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号中的数值是回归系数估计量之稳健性标准差。

家庭中有土地转出的农户比家庭中有土地转入或未流转土地的农户有更高的政策满意度。同时，对补偿政策的补贴标准和补偿形式越满意的农户，其对耕地保护补偿政策的总体满意程度也越高。农户个体特征和农户家庭特征对补偿政策农户满意度的影响在统计上不显著。总体而言，对补贴标准和补贴形式越满意的土地转出户对耕地保护经济补偿政策的满意度也较高。具体分析如下：

(1) 补贴流向 转入土地对补偿政策农户满意度绩效的影响较为显著，通过了1%水平下的显著性检验，且回归系数为负，表明与没有土地转入的农户相比，有土地转入的农户家庭，其对耕地保护补偿政策的农户满意度更低。转出土地对补偿政策农户满意度绩效的影响正向显著，说明与没有土地转出的农户相比，有土地转出的农户家庭，其对耕地保护补偿政策的农户满意度更高。即土地转出户比土地转入户或没有流转土地的农户有更高的补偿政策满意度，因此，本文待检验的研究假说得到证明。具体来说，土地转入户比没有土地转入农户的满意度更低，土地转入行为使农民对补偿政策“非常不满意”、“不满意”和“一般”的概率分别上升9.3%、35.4%和0.7%左右，并使农民对补偿政策“满意”和“非常满意”的概率分别下降42.9%和2.6%左右。而土地转出户比没有土地转出农户的满意度更高，土地转出行为使农民对补偿政策“非常不满意”、“不满意”和“一般”的概率分别下降0.3%、4.8%和11%左右，并使农民对补偿政策“满意”和“非常满意”的概率分别上升14.4%和1.7%左右。正如前文理论分析中的那样，土地转出户在转出土地之后，并未供给耕地保护行为，然而，现有补偿政策却规定耕地保护补贴仍发放给原有土地承包者即土地转出户，对实际上承担耕地保护责任却没有享受政府相应耕地保护补贴的土地转入户来说，显然有失公允，因此，与土地转出户相比，土地转入户的耕地保护补偿政策满意度较低。

(2) 对政策特征的满意度 农户对补贴标准和补偿形式的满意程度对补偿政策农户总体满意度绩效的影响正向显著，均通过了1%水平下的显著性检验，表明对补贴标准和补偿形式等政策特征满意程度较高的农户，其补偿政策的总体农户满意度绩效也较高。具体来说，如果样本农户对补贴标准的满意程度增加一个标准差(0.961)，能使农民对补偿政策“非常不满意”、“不满意”和“一般”的概率分别下降0.288%、3.940%和7.880%左右，并使农民对补偿政策“满意”和“非常满意”的概率分别上升11.052%和1.057%左右。如果样本农户对补偿形式的满意程度增加一个标准差(0.892)，能使农民对补偿

政策“非常不满意”、“不满意”和“一般”的概率分别下降 0.446 %、6.512 %和 12.845 %左右，并使农民对补偿政策“满意”和“非常满意”的概率分别上升 18.018 %和 1.784 %左右。

5 结论与建议

5.1 结论

(1) 转出土地的农户比转入土地或未流转土地的农户对耕地保护经济补偿政策有更高的满意度。土地转出行为使农民对补偿政策“非常不满意”、“不满意”和“一般”的概率分别下降 0.3 %、4.8 %和 11 %左右，并使农民对补偿政策“满意”和“非常满意”的概率分别上升 14.4 %和 1.7 %左右。土地转入行为则使农民对补偿政策“非常不满意”、“不满意”和“一般”的概率分别上升 9.3 %、35.4 %和 0.7 %左右，并使农民对补偿政策“满意”和“非常满意”的概率分别下降 42.9 %和 2.6 %左右。

(2) 对补贴标准和补贴形式满意程度较高的农户，其补偿政策的总体农户满意度绩效也较高。在优化补贴资金瞄准机制的同时，为提高农户满意度绩效，也不能忽视对补偿政策本身关于补贴标准、补偿形式等一些政策特征的机制设计。

5.2 建议

(1) 合理分配有限的耕地保护补贴资金，补贴资金应优先向土地转入户倾斜，提高实际上在承担耕地保护责任的土地转入户保护耕地的积极性。耕地保护补偿政策可以进行二次补贴实验，即一次“普惠制”，二次“特惠制”，对于土地转入户超出承包面积的实际耕作面积给予二次补贴，这样既能体现耕地对农民的社保作用，补贴所有农户，减少政策实施的阻力，也能降低耕地保护补偿政策对土地流转市场发展的不利影响，并能有效缓解目前存在的耕地保护补贴分配有失公平的现象，在一定程度上提高了土地转入户保护耕地的积极性。因此，应促进耕地保护补贴与土地流转之间的政策协同，形成政策合力，从而更好地提高耕地保护补偿政策的实施效率。

(2) 补贴标准和补偿形式的选择对耕地保护补偿政策农户满意度绩效的影响也不容忽视。在工资性收入已经成为农户家庭收入中主要来源的历史背景下，农户保护耕地行为的机会成本巨大，理论上只有耕地保护补贴大于耕地保护的机会成本时，农户才会主动提供耕地保护服务。因此，实施补偿政策的地区应根据经济社会的发展和当地财政实力情况，适时提高耕地保护补贴标准。选择交易成本低、操作性强的补偿方式是耕地保护补偿政策顺利实施的关键，为提高农户满意度绩效，应逐步探索市场方式在耕地保护经济补偿工作中的推广，尽量使补偿形式的供给能力与农户个性化、差异化的补偿需求相一致。

参考文献：

[1]刘彦随，乔陆印. 中国新型城镇化背景下耕地保护制度与政策创新[J]. 经济地理，2014 ， 34 (4) : 1-6.

[2] BAYLIS K , PELOW S , RAUSSER G , et al . Agri-environmental policies in the EU and United States : a comparison[J]. Ecological Economics , 2008 , 65 (4) : 753-764 .

[3] KAPLOWITZ M D , MACHEME R P , PRUETZ R . Planners' experiences in managing growth using transferable development rights (TDR) in the United States [J]. Land Use Policy , 2008 , 25 (3) : 378-387.

[4] LAUKKANEN M , NAUGES C . Evaluating greening farm policies : A structural model for assessing agri-environmental subsidies[J]. Land Economics , 2014 , 90 (3) : 458-481 .

-
- [5] CLAASSEN R , CATTANEO A , JOHANSSON R . Cost-effective design of agri-environmental payment programs: U. S. experience in theory and practice[J]. Ecological Economics, 2008 , 65 (4) : 737-752.
- [6] HODGE I. Agri-environment policy in an era of lower government expenditure : CAP reform and conservation payments[J]. Journal of Environmental Planning and Management , 2013 , 56 (2) : 254-270 .
- [7] 余亮亮, 蔡银莺. 耕地保护经济补偿政策的初期效应评估——东、西部地区的实证及比较[J]. 中国土地科学, 2014 , 28 (12) : 16-23.
- [8] 罗文斌, 吴次芳, 倪尧, 等, 基于农户满意度的土地整理项目绩效评价及区域差异研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2013 , 23 (8) : 68-74.
- [9] 王良健, 罗凤. 基于农民满意度的我国惠农政策实施绩效评估——以湖南、湖北、江西、四川、河南省为例[J]. 农业技术经济, 2010 (1) : 56-63.
- [10] 李效顺, 蒋冬梅, 卞正富. 基于粮食安全视角的中国耕地资源盈亏测算[J]. 资源科学, 2014 , 36 (10) : 2057-2065.
- [11] 陈会广, 吕悦. 基于机会成本与 Markov 链的耕地保护补偿基金测算——以江苏省徐州市为例[J]. 资源科学, 2015 , 37 (1) : 17-27.
- [12] 聂英. 中国粮食安全的耕地贡献分析[J]. 经济学家, 2015 (1) : 83-93.
- [13] 李长健. 农业补贴制度体系化建构逻辑的法理分析——基于利益与利益机制的视角[J]. 上海财经大学学报, 2011 , 13 (2) : 17-24.
- [14] 张兵, 刘丹, 李玮雯. 匹配经济学视角下农户借贷匹配决定因素的实证分析[J]. 经济科学, 2014 (4) : 93-105.