

农地整理项目后期管护农户出资意愿 影响因素研究

文高辉,杨钢桥,张海鑫,赵 微,汪文雄

(华中农业大学 公共管理学院,湖北 武汉 430070)



摘 要 以粮食主产县市监利县和仙桃市农地整理项目区为研究区域,采用 CVM 调查农民专业协会管护模式下农户参与农地整理项目后期管护出资的意愿。运用农户合作行为博弈模型逻辑分析农地整理项目后期管护农户出资意愿的影响因素,进而采用二元 Logistic 模型和农户问卷调查数据进行实证。研究表明,在农民专业协会管护模式下,83.04% 农户对农地整理项目后期管护有出资意愿,高于村集体管护模式下的出资意愿;家庭承包地面积、农户对后期管护工作重要性的认同程度和农地整理项目工程设施质量是农地整理项目后期管护农户出资意愿的重要影响因素。据此提出为促进农户积极参与农地整理项目后期管护出资,应培育农民组织作为后期管护主体,对工程设施进行定期检查与养护;鼓励、支持和保障农户进行耕地流转和规模化经营;加大对后期管护的工作内容和重要性的宣传力度;加强农地整理项目施工监管力度。

关键词 农地整理项目;后期管护;出资意愿;农户;Logistic 模型

中图分类号:F 301.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2016)01-0115-07

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2016.01.015

农地整理项目后期管护是农地整理项目管理的一个重要环节,是农地整理项目工程设施持续发挥作用的重要保障。近 10 余年来,中国农地整理在增加耕地面积、提升耕地质量、改善生态环境等方面取得了突出的成绩,为国家粮食安全和生态安全做出了巨大贡献。但当前普遍存在后期管护不到位、不及时^[1],工程设施破坏损失严重^[2]等“重建轻管”的局面^[3-4]。这不仅影响了农地整理项目效益的发挥,使项目资金这一公共资源配置效率受到损失,而且影响到农村基层的党群关系和干群关系,影响到农村社会的稳定。经调查发现,后期管护缺失的一个重要原因是后期管护资金短缺,而后期管护资金短缺的首因是缺少供给渠道^[5]。农户是农地整理项目的最终受益者,农户出资可作为后期管护集资的一种合理供给渠道。一些学者对此进行了初步的探讨,如吴九兴等根据对武汉城市圈 5 个县 390 个农户的调查指出,在村集体管护模式下,有 67.95% 的农户对农地整理项目后期管护具有出资意愿,农户出资意愿主要受到农业劳动力数量、耕地经营规模、家庭人均收入、非农收入比例、农户对后期管护工作内容的认知水平的影响^[1]。刘力等通过调查粮食主产区农户对小型农田水利设施建设投资态度和意愿发现,90.90% 的农户认为自己应该是投资者^[6]。倘若农地整理项目工程设施由农民专业协会进行管护,农户出资意愿是否更高? 农户出资意愿是否还会受到上述因素的影响? 在日常消费中,顾客满意度对支付意愿会产生积极影响^[7-9],农户对农地整理项目工程质量的满意度是否会影响农地整理项目后期管护农户出资意愿? 目前,学术界对此问题还没有给出令人满意的解释。

收稿日期:2014-12-03

基金项目:国家社会科学基金项目“粮食主产区农地整理项目农户参与机制研究”(12BGL078);国家自然科学基金项目“农户有效参与提升农地整治项目绩效的机理及政策响应机制”(71373097);国家自然科学基金项目“基于过程的农地整理项目效率测度及效率提升机制研究”(71073065);国家自然科学基金项目“农地整理项目建后管护模式的绩效及其影响机理研究:‘结构—行为—绩效’的范式”(71403094);中央高校基本科研业务费专项资金项目“农村土地整治的绩效、机制与模式”(2662015PY127)。

作者简介:文高辉(1990-),男,博士研究生;研究方向:土地利用与管理。

本文采用 CVM 调查农民专业协会管护模式下农地整理项目后期管护农户出资意愿,进而采用二元 Logistic 回归模型对农地整理项目后期管护农户出资意愿的影响因素进行实证研究,为后期管护农户参与出资提供参考。

一、理论分析

农地整理项目具有“公共物品”特性,理性的农户对农地整理项目后期管护有一定程度的出资意愿。因此,本文试图借鉴韩红云等^[10]、朱红根等^[11]、吴诗曼等^[12]关于农户合作行为博弈模型的思路,对影响农地整理项目后期管护农户出资意愿的因素进行理论分析。

为了简化,本文假设项目区内只存在农地整理项目这一项公共物品,因此,假定农户对其他公共物品的投资为零。假设项目区有 n 个农户,农户可能选择参与或不参与农地整理项目后期管护出资。若农户 i 选择合作,参与农地整理项目后期管护出资,则相应地提供农地整理项目后期管护服务量(如投工天数) g_i ;否则,农户 i 提供的农地整理项目后期管护服务量为 0。假设其他投入要素给定,项目区提供的公共物品量为 G ,则有式(1):

$$G = \sum_{i=1}^n r_i g_i + G_0 \quad (1)$$

式(1)中,参数 r_i 为不同农户提供后期管护服务对公共物品的影响, G_0 为政府提供的公共物品量。设农户的效用函数为式(2):

$$U_i = U_i(x_i, G) \quad (2)$$

式(2)中, x_i 表示农户 i 消费的私人物品量。

假定其他农户参与后期管护出资,农户在禀赋 $M_i = p_x x_i + p_g g_i$ 约束条件下,选择自己的最优战略 (x_i, g_i) ,以实现其效用函数 $U_i = U_i(x_i, G)$ 最大化。其中, M_i 为农户收入, p_x 为私人物品的价格, p_g 为公共物品的价格。

假定 $\partial U_i / \partial x_i > 0, \partial U_i / \partial G > 0$,且私人物品和公共物品的边际替代率递减,则农户效用最大化条件(即均衡条件)为式(3):

$$\frac{\partial U_i / \partial x_i}{\partial U_i / \partial G} \frac{1}{\partial G / \partial g_i} = \frac{p_x}{p_g} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

若给定其他人的选择,农户选择购买公共物品就如同私人物品一样。则公共物品自愿供给的纳什均衡为式(4):

$$g^* = (g_1^*, \dots, g_i^*, \dots, g_n^*) \quad (4)$$

假定农户的效用函数为柯布一道格拉斯函数:

$$U_i = x_i^\alpha G^\beta, \quad 0 < \alpha < 1, \quad 0 < \beta < 1, \quad \alpha + \beta \leq 1 \quad (5)$$

而且有线性公共物品函数 $G = \sum_{i=1}^n r_i g_i + G_0$, α 和 β 分别为农户对私人物品和公共物品消费量偏好的比率^[10]。因此,农户 i 的最优均衡条件可表示为式(6):

$$\frac{\alpha x_i^{\alpha-1} G^\beta}{\beta x_i^\alpha G^{\beta-1} r_i} = \frac{p_x}{p_g} \quad (6)$$

将式(6)带入农户预算约束条件中,并整理得出单个农户对农地整理项目后期管护出资量的最优反应函数为式(7):

$$g^* = \frac{M_i}{p_g} - \frac{\alpha}{\beta} \frac{1}{r_i} \left(\sum_{i=1}^n r_i g_i + G_0 \right) \quad (7)$$

根据此最优反应函数,可以提出如下研究假说:

(1)不同农户提供农地整理项目后期管护服务对农地整理项目的影响 r_i 。 r_i 可能是由户主个体特征、家庭资源禀赋和农户对后期管护认知程度的差异造成的。户主个体特征由户主年龄、户主文化程度表征,家庭资源禀赋由家庭农业劳动力人数、家庭承包地面积表征,农户对后期管护认知程度由农户对后期管护工作内容的了解程度、农户对后期管护工作重要性的认同程度表征。由公式(7)可

知, $\frac{\partial g^*}{\partial r_i} = \frac{\alpha G}{\beta r_i^2} > 0$, 户主年龄越大, 外出务工可能性更小, 对耕地依赖性更强, 参与出资的意愿越强。

户主文化程度越高, 更能充分认识农地整理项目后期管护的重要性, 参与出资的意愿越强。家庭农业劳动力人数越多, 家庭收入更多依赖于农业收入, 参与出资的意愿越强。家庭承包地面积越大, 农业经营收入也就越多, 参与出资的意愿越强。农户对后期管护工作内容的了解程度越高、对后期管护工作重要性的认同程度越高, 说明农户对后期管护的重要性认知更加充分, 参与出资的意愿越强。

(2) 农户收入水平 M_i 越高, 农户越愿意参与农地整理项目后期管护出资。由公式(7)可知, $\frac{\partial g^*}{\partial M_i} = \frac{1}{p_g} > 0$, 说明 M_i 越大, g^* 越大, 即农户收入水平对农户参与行为有正向影响。本文选择人均纯收入、非农收入比例来表征农户家庭收入水平。农户人均纯收入越高, 农户的出资能力越强, 则农户参与农地整理项目后期管护出资的意愿越强。农户非农收入比例越低, 农户对耕地的依赖程度越高, 更加愿意参与农地整理项目后期管护出资。

(3) 农地整理项目后期管护公共服务的价格 p_g 越高, 农户参与出资的意愿越低。由公式(7)可知, $\frac{\partial g^*}{\partial p_g} = -\frac{G}{p_g^2} < 0$, 说明 p_g 越高, g^* 越小, 即农地整理项目后期管护公共服务的价格对农户参与行为有负向影响。对于农户而言, 虽然农地整理项目后期管护公共服务的价格是外生的, 但 p_g 越高, 农户可能支付的农地整理项目后期管护公共服务费用越高, 其参与后期管护出资的积极性越低。在农地整理项目后期管护过程中, 如果当前农地整理项目工程设施质量越差, 所需维护费用越高, 农户所需承担的农地整理项目后期管护公共服务费用越高, 其出资的意愿就越低。因此, 后期管护公共服务的价格由农地整理项目工程设施质量表征。

综上分析, 对后期管护农户出资意愿影响因素的预期作用方向做出假设, 详见表 1。

表 1 模型相关变量及其作用方向假设

影响因素	变量	变量定义	符号假设
户主个体特征	户主年龄 x_1	实际岁数	+
	户主文化程度 x_2	文盲=1; 小学=2; 初中=3; 高中=4; 大专及以上=5	+
家庭资源禀赋	家庭农业劳动力人数 x_3	实际人数	+
	家庭承包地面积 x_4	亩	+
农户对后期管护认知程度	农户对后期管护工作内容的了解程度 x_5	Likert 五点量表(正向)	+
	农户对后期管护工作重要性的认同程度 x_6	Likert 五点量表(正向)	+
家庭收入水平	人均纯收入 x_7 /(元/人)	实际收入	+
	非农收入比例 x_8	非农收入/家庭总收入	-
后期管护公共服务的价格	农地整理项目工程设施质量 x_9	Likert 五点量表(正向)	+

二、数据来源及描述性分析

1. 数据来源

监利县和仙桃市是中国粮食主产县市, 是湖北省农地整理重点区域之一。课题组组织本专业的研究生和本科生, 于 2012 年 12 月在监利县和仙桃市已实施农地整理项目的 24 个行政村对农户进行随机抽样问卷调查, 收回有效问卷 342 份, 其中监利县有效样本 170 份, 仙桃市有效样本 172 份。

本文采用 CVM 调查农户在农民专业协会管护模式下对农地整理项目后期管护的出资意愿。CVM 是利用效用最大化原理, 通过模拟市场来调查消费者对物品或服务的支付意愿, 从而得到其非利用经济价值的一种研究方法^[13-14]。目前已被广泛应用于农地资源、生态系统服务、污染治理等资源环境价值的评估^[14-17]。

2. 样本特征

受访农户的有效样本特征中,男性居多,占有有效样本的 74.85%;年龄范围为 25~85 岁,主要集中于 40~59 岁,占有有效样本的 72.81%,40 岁以下的仅有 10.53%;文化程度大多是小学和初中,占有有效样本的 80.12%;以务农为主,占有有效样本的 81.58%。

3. 描述性分析

(1) 农地整理项目后期管护农户出资意愿的总体特征。通过模拟假想市场来调查农户对农地整理项目后期管护的出资意愿:假定后期管护主体为农民专业协会,协会主要进行工程设施的定期检查与养护,对后期管护进行宣传让农户充分认识到后期管护的重要性和必要性。调查结果显示,有 284 户对后期管护有出资意愿,占有有效样本的 83.04%,高于村集体管护模式下的出资意愿(67.95%^[1]);其余 16.96%的农户不愿意出资。在不愿意出资的受访农户中,有一半以上的农户认为后期管护资金应由政府承担。在愿意出资的受访农户中,54.93%的农户愿意以“投工”的方式参与后期管护出资,45.07%的农户愿意以“出钱”的方式参与后期管护出资。根据农户对后期管护的支付意愿的频率分布,采用支付卡方法和调整的 Spike 模型计算得到平均支付意愿额度为 211.46 元/(户·年)^[18]。

(2) 不同类型农户参与农地整理项目后期管护出资的意愿。从表 2 可以看出,从受访者个体特征来看,受访者年龄越大,更加愿意参与农地整理项目后期管护出资,与理论预期一致;受访者的文化程度与其出资意愿的关系不好判断。从农户家庭资源禀赋来看,家庭农业劳动力人数与其出资意愿的关系不好判断;家庭承包地面积越大,其参与农地整理项目后期管护出资的意愿越强,与理论预期一致。从农户对后期管护认知程度来看,农户对后期管护工作内容的了解程度以及对后期管护工作重

表 2 不同特征下农地整理项目后期管护农户出资的意愿

特征属性	特征变量	定义	受访农户数	愿意出资的农户数量及比例	
				数量	比例/%
户主个体特征	户主年龄	39 岁及以下	30	24	80.00
		40~59 岁	249	201	80.72
		60 岁及以上	63	59	93.65
	户主文化程度	小学及以下	153	136	88.89
		初中	142	107	75.35
		高中及以上	47	41	87.23
家庭资源禀赋	家庭农业劳动力人数	1 人及以下	25	19	76.00
		2 人	263	222	84.41
		3 人及以上	54	43	79.63
	家庭承包地面积	5 亩以下	20	16	80.00
5~10 亩		145	117	80.69	
10 亩以上		177	151	85.31	
农户对后期管护认知程度	农户对后期管护工作内容的了解程度	低或较低	239	201	84.10
		一般	82	64	78.05
	农户对后期管护工作重要性的认同程度	较高或高	21	19	90.48
		低或较低	4	4	100.00
家庭收入水平	人均纯收入	一般	8	5	62.50
		较高或高	330	275	83.33
		7 000 元以下	37	26	70.27
	非农收入比例	7 000~14 000 元	170	139	81.76
		14 000 元以上	135	119	88.15
		25%以下	44	36	81.82
后期管护公共服务的价格	农地整理项目	25%~50%	52	37	71.15
		50%以上	246	211	85.77
		差或较差	87	65	74.71
后期管护公共服务的价格	工程设施质量	一般	148	122	82.43
		较好或好	107	97	90.65

要性的认同程度与其出资意愿的关系均不好判断。从农户家庭收入水平来看,家庭人均纯收入越高,其出资意愿越强,与理论预期一致;农户家庭非农收入比例越大,其出资意愿越强,与理论预期不一致。从农地整理项目后期管护公共服务的价格来看,农地整理项目工程设施质量越好,农户参与农地整理项目后期管护出资的意愿越强,与理论预期一致。

三、模型选择与计量分析

1. 二元 Logistic 回归模型

因为农户是否愿意参与农地整理项目后期管护出资是一个二元选择问题,因此,本文采用二元 Logistic 回归模型进行分析。二元 Logistic 回归模型公式为:

$$P_i = \exp(\alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i x_i) / (1 + \exp(\alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i x_i)) \quad (8)$$

根据式(8)整理得到:

$$\ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i x_i \quad (9)$$

式(9)中, P_i 为农户参与农地整理项目后期管护出资的概率; x_i 为第*i*个影响因素; α 为常数项; β_i 为第*i*个解释变量的偏回归系数。

2. 多重共线性诊断

根据前文理论分析选取了 9 个解释变量,但它们之间可能存在多重共线性。因此,本文在模型估计之前,选取方差膨胀因子(VIF)和条件指数(CI)作为判断依据对所选解释变量进行多重共线性诊断。一般而言,若 $VIF > 10$,则认为变量间存在较严重的共线性;CI 在 10 与 30 之间为弱共线,在 30 与 100 之间为中等共线,大于 100 为严重共线^[19]。由表 3 可知,解释变量之间不存在严重的多重共线性问题。

3. 模型估计结果

本文运用 SPSS18.0 软件进行 Logistic 回归分析,将 9 个解释变量全部放入模型中,估计结果如表 4 所示。

在模型拟合度方面,-2 Log likelihood 值为 270.719,通过显著性水平 1% 检验,因此可以认为方程总体显著;Hosmer-Lemeshow 卡方值为 5.389,显著性概率为 0.715,不能拒绝原假设,认为模型整体拟合效果较好。Cox & Snell R^2 和 Nagelkerke R^2 分别为 0.112 和 0.188,对于截面数据来说是正常合理的^[11]。

4. 结果分析

(1)从户主个体特征来看,均没有通过显著性检验,其中,户主年龄与农户参与出资意愿正相关,与理论预期一致;而户主文化程度与农户参与出资意愿负相关,与理论预期相反。这可能是农民文化程度越高,其更可能从事非农劳动,对农业依赖程度低,因而不太重视农业生产,自然对农地整理项目后期管护出资不太重视,与吴九兴等^[1]在武汉城市圈的研究结果一致。

(2)从家庭资源禀赋来看,家庭农业劳动力人数没有通过显著性检验,但其回归系数符号为负,与理论预期相反。这可能是由于现在的农村全职农业劳动力相对较少,大多是兼业农业劳动力,调研时并未将全职农业劳动力与兼职农业劳动力予以区分,农闲时,大量兼业农业劳动力可能外出务工,对农业依赖程度低,进而导致农户对农地整理项目后期管护没有较强的出资意愿。家庭承包地面积通过了 1% 水平的显著性检验且回归系数符号为正,表明家庭承包地面积越大,农户参与农地整理项目后期管护出资的意愿越强,与理论预期一致。后期管护与农户农业收入息息相关,若后期管护不到位,承包地面积越大的农户受到的影响越大,进而影响农户农业收入,因而承包地面积越大的农户更

表 3 解释变量多重共线性诊断

自变量	VIF	CI
户主年龄 x_1	1.193	1.000
户主文化程度 x_2	1.304	1.087
家庭农业劳动力人数 x_3	1.182	1.228
家庭承包地面积 x_4	1.332	1.352
农户对后期管护工作内容的了解程度 x_5	1.187	1.402
农户对后期管护工作重要性的认同程度 x_6	1.027	1.528
人均纯收入 x_7	1.351	1.642
非农收入比例 x_8	1.516	1.843
农地整理项目工程设施质量 x_9	1.095	2.184

表 4 Logistic 模型估计结果

变量	回归系数	均值	标准误	显著性概率	发生比
户主年龄 x_1	0.025	52.11	0.019	0.206	1.025
户主文化程度 x_2	-0.194	2.64	0.215	0.368	0.824
家庭农业劳动力人数 x_3	-0.229	2.19	0.227	0.312	0.795
家庭承包地面积 x_4	0.101***	12.47	0.031	0.001	1.106
农户对后期管护工作内容的了解程度 x_5	-0.254	2.04	0.190	0.181	0.775
农户对后期管护工作重要性的认同程度 x_6	0.542**	4.49	0.259	0.036	1.720
人均纯收入 x_7	0.000	13739.50	0.000	0.725	1.000
非农收入比例 x_8	1.816***	0.63	0.611	0.003	6.150
农地整理项目工程设施质量 x_9	0.844***	3.06	0.217	0.000	2.325
常数项	-5.127***		1.976	0.009	0.006
-2 Log likelihood	270.719***				
Cox & Snell R^2	0.112				
Nagelkerke R^2	0.188				
Hosmer-Lemeshow 卡方	5.389(0.715)				

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 的水平下显著。

加愿意参与农地整理项目后期管护出资。

(3)从农户对后期管护认知程度来看,农户对后期管护工作重要性的认同程度通过了 5% 水平的显著性检验且回归系数符号为正,表明农户越是认可后期管护工作重要性,农户参与后期管护出资的意愿越强,与理论预期一致。而农户对后期管护工作内容的了解程度没有通过显著性检验,其回归系数符号为负,与理论预期相反。这可能是农户对后期管护工作内容的了解程度普遍偏低的缘故。

(4)从家庭收入水平来看,人均纯收入没有通过显著性检验,回归系数符号为正,与理论预期一致,在一定程度上可说明人均纯收入越高,农户出资意愿越强烈。非农收入比例通过了 1% 水平的显著性检验,但其回归系数符号为正,与理论预期相反,与吴九兴和杨钢桥^[1]在武汉城市圈的研究结果不一致。一方面,这可能是由于农户家庭收入水平较高,农户对后期管护有支付能力,农户参与农地整理项目后期管护出资对家庭生活水平不会造成太大影响,因此农户愿意参与后期管护出资;另一方面,这可能是家庭承包地面积(12.47 亩/户)普遍较大的缘故,较大的承包地面积给农户带来可观的农业收入,理性的农户不会放弃这一笔财富。

(5)从农地整理项目后期管护公共服务的价格来看,农地整理项目工程设施质量通过了 1% 水平的显著性检验且回归系数符号为正,表明农地整理项目工程设施质量越高,农户参与农地整理项目后期管护出资的意愿越强,与理论预期一致。

四、结论与建议

通过理论分析和实证分析,揭示了农地整理项目后期管护农户出资意愿的影响因素。结果表明:农户出资意愿受到多种因素的影响,其中,家庭承包地面积、农户对后期管护工作重要性的认同程度、农地整理项目工程设施质量对农户出资意愿有显著正影响;而户主年龄、户主文化程度、家庭农业劳动力人数、农户对后期管护工作内容的了解程度、人均纯收入等因素对农户出资意愿的影响不显著。

根据上述研究结论,提出如下政策建议。首先,应鼓励、支持和保障农户进行耕地流转和规模化经营,从而增强耕地流转的稳定性,有利于增加农户收入,进而提高农户出资意愿。其次,目前农户对农地整理项目后期管护工作内容的了解程度普遍偏低,制约了农户参与农地整理项目后期管护出资的意愿,为此应进一步加大对后期管护的工作内容和重要性的宣传力度,进而提高农户参与农地整理项目后期管护出资的意愿。再次,开展技术培训活动,提高就业能力,拓宽农户非农就业渠道,增加农

户收入水平,进而提升农户出资意愿和出资能力。最后,加强农地整理项目施工监管力度,提高农地整理项目工程设施质量,进而提高农户参与农地整理项目后期管护出资的意愿。值得一提的是,培育类似于农民专业协会这样的农民组织作为农地整理项目后期管护主体,对工程设施进行定期检查与养护,有利于提高后期管护供给效率。

参 考 文 献

- [1] 吴九兴,杨钢桥.农地整理项目后期管护农民投资意愿及额度[J].长江流域资源与环境,2014,23(2):205-212.
- [2] 汪文雄,杨钢桥,李进涛.农地整理项目后期管护效率的影响因素实证研究[J].资源科学,2010,32(6):1169-1176.
- [3] 李佑山.探析土地整理项目后期管护体系的建立[J].现代农业科技,2008(10):238-239.
- [4] 吴新颜.浅谈土地整理的后期管护工作[J].中国农业信息,2008(9):24-25.
- [5] 张海鑫.农地整理项目后期管护资金供需研究[D].武汉:华中农业大学土地管理学院,2013.
- [6] 刘力,谭向勇.粮食主产区县乡政府及农户对小型农田水利设施建设的投资意愿分析[J].中国农村经济,2006(12):32-36.
- [7] 陈强,徐大佑.谈顾客满意与顾客支付意愿的关系[J].商业时代,2006(30):45.
- [8] 吕英,李亚兵,柳春岩.旅行社社会责任与游客满意度和重复购买意愿的关系研究——以兰州游客为例[J].大连理工大学学报:社会科学版,2012,33(1):72-77.
- [9] 许春晓,朱茜.求新动机、满意度对重游间隔意愿的影响——以凤凰古城旅游者为例[J].旅游科学,2011,25(5):57-66.
- [10] 韩洪云,赵连阁.灌区农户合作行为的博弈分析[J].中国农村观察,2002(4):48-53.
- [11] 朱红根,翁贞林,康兰媛.农户参与农田水利建设意愿影响因素的理论及实证分析——基于江西省619户种粮大户的微观调查数据[J].自然资源学报,2010,25(4):539-546.
- [12] 吴诗嫒,杨钢桥,汪文雄.农户参与农地整理项目规划设计意愿的影响因素研究[J].中国土地科学,2013,27(6):66-72.
- [13] 张志强,徐中明,程国栋,等.黑河流域张掖地区生态系统服务恢复的条件价值评估[J].生态学报,2002,22(6):885-893.
- [14] 蔡银莺,陈莹,任艳胜,等.都市休闲农业中农地的非市场价值估算[J].资源科学,2008,30(2):305-312.
- [15] 蔡银莺,张安录.基于农户受偿意愿的农田生态补偿额度测算——以武汉市的调查为实证[J].自然资源学报,2011,26(2):177-189.
- [16] 蔡志坚,杜丽永,蒋瞻.基于有效性改进的流域生态系统恢复条件价值评估——以长江流域生态系统恢复为例[J].中国人口·资源与环境,2011,21(1):127-134.
- [17] 唐学玉,张海鹏,李世平.农业面源污染防治的经济价值——基于安全农产品生产户视角的支付意愿分析[J].中国农村经济,2012(3):53-67.
- [18] 文高辉,杨钢桥,张海鑫,等.基于支付能力与支付意愿的农地整理项目后期管护农户出资分析[J].中国土地科学,2014,28(10):68-75.
- [19] 余家林,肖枝洪.多元统计及SAS应用[M].武汉:武汉大学出版社,2008:45-48.

(责任编辑:陈万红)