

资本禀赋与农户耕地保护支付意愿关系

——基于城镇近郊区与城镇远郊区的对比分析

朱庆莹 陈银蓉 袁凯华 王晓妹 甘臣林¹

(华中农业大学 公共管理学院, 湖北 武汉 430070)

【摘要】: 在对资本禀赋与农户耕地保护支付意愿的关系进行文献综述并提出研究假说的基础上, 基于武汉“1+8”城市圈 483 份农户调研数据, 利用 order logistic 模型, 实证检验两者之间的关系。结果表明: (1) 有 33.5% 的农户愿意每月支付 20 元左右资金来保护耕地, 整体水平偏低; 城镇远郊区农户有更强的耕地生计依赖, 相比于城镇近郊区, 支付意愿更强。 (2) 从各个模型中的显著型变量来看, 除经济资本中的家庭年总收入外, 其余资本禀赋对耕地保护支付意愿存在显著正向影响。 (3) 整体上, 相比于经济和文化资本, 社会资本对农户耕地保护支付意愿的影响效应更强。 (4) 城镇近郊区和城镇远郊区农户资本禀赋对耕地保护支付意愿影响存在显著差异: 相比城镇远郊区, 除与亲朋邻里关系状况外, 城镇近郊区其余农户资本影响效应较大; 进一步分析发现, 经济资本中的家庭年总收入、家庭劳动力总人数以及社会资本中在群众会议中的发言情况只对城镇近郊区农户影响效应显著; 对村集体信任程度等村庄型和与亲朋邻里关系程度邻里型社会资本都对城镇远郊区农户耕地保护支付意愿产生重要影响, 而城镇近郊区仅是与亲朋邻里关系程度邻里型社会资本产生效应。应积极组建各类农村合作经济组织, 提升农户储蓄水平; 大力发展农村教育, 尤其是职业教育和继续教育; 鼓励农民积极参与农村社会集体活动组织以加强农户之间、农户与村干部之间的交流; 尤其加强城镇远郊区农村集体组织建设等来加强农户资本禀赋积累; 进一步加强农户农业生产补贴; 以此增强农户耕地保护支付意愿, 促进更好的保护耕地。

【关键词】: 资本禀赋 农户耕地保护支付意愿 order logistic 模型 武汉“1+8”城市圈

【中图分类号】: F323 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227(2020)08-1885-11

“十分珍惜、合理利用每寸土地和切实保护耕地”是我国的基本国策。当前, 提高耕地利益相关者的耕地保护积极性已成为推动耕地保护的迫切要求^[1,2]。农户作为最直接、最基层和最主要的参与者, 在土地利用和耕地保护中发挥的作用尤为重要^[3~5]。因而, 基于农户视角的耕地保护机制的研究一直是学者们关注的热点, 相关文献可归纳为外在保护机制和内在保护机制研究。在外在机制研究方面, 学者研究认为需科学构建补偿依据、补偿方式、补偿标准等系统的补偿机制来提升农户参与耕地保护的积极性^[6~8]。在内在机制方面, 学者们对农户耕地保护认知^[9]、意愿^[3]、行为^[10,11]的影响因素进行了相关实证研究, 并基于研究结论, 提出了许多增强农户耕地保护积极性的激励措施, 如加强政策宣传和相关农业技术培训、加大农业相关补贴等等。从研究趋势看, 目前更注重农户耕地保护内在机制的研究。而深入剖析农户自身的经济、社会和文化特征与耕地保护机制之间的关系, 并采取针对性耕地保护措施, 成为当前内在机制的研究热点^[3,12,13]。自身资本禀赋因素是农户行为决策的不可或缺的约束条件^[14], 而耕地保护意愿是耕地保护行为的基础。因此, 研究农户资本禀赋对其耕地保护意愿的影响对进行政策设计以提升农户耕地保护积极性具有重要意义。邝佛缘等基于可持续生计框架研究了资本禀赋对农户耕地保护意愿的影响^[3], 李广东等研究了农户生计资产差异对

¹作者简介: 朱庆莹(1992-), 男, 博士研究生, 主要研究方向为土地资源经济与土地利用规划. E-mail: 1257019206@qq.com
陈银蓉, E-mail: chyinrong@126.com

基金项目: 国家社科基金项目(14BGL203)。

其耕地保护补偿意愿及补偿形式之间的关系^[15]。整体上,资本禀赋与农户耕地保护意愿的研究成果较为丰富,但依旧存在以下不足之处:

(1)意愿形式上,耕地保护受偿意愿研究较多,支付意愿研究相对较少;

(2)现有研究表明,处于城镇远郊村和近郊村农户的实践活动意愿是存在显著差异的^[16],但却鲜有文献将农户进行分类对资本禀赋与其耕地保护意愿的关系进行分析。基于以上分析,本文选取经济较发达且耕地保护形势相对严峻的武汉“1+8”城市圈作为研究区,在对资本禀赋与农户耕地保护支付意愿关系进行文献综述及提出研究假设的基础上,运用483份农户调研数据,采用order logistic模型深入分析城镇近郊区和远郊区农户资本禀赋对其耕地保护支付意愿的影响机理和程度,为差异化提出相关政策,完善耕地保护机制提供依据。

1 文献综述与研究假说

支付意愿是指消费者对所接受的货物和劳务的估价或愿付出的代价。耕地保护是需要大量农民共同参与才能产生实效的公共问题,具有“集体行动”属性。因此,本文将耕地保护支付意愿定义为农户对参与保护耕地这一带有集体行动属性的事务性活动所接受或愿意付出的代价。文章研究的是资本禀赋与农户耕地保护资金支付意愿之间的关系。

布迪厄首次将客观资本禀赋和主观行为决策联系起来,认为实践活动是“主观建构”和“客观结构”两种途径双重作用过程,人的实践行为决策受场域、惯习和资本的交互影响^[17]。理性行为和计划行为理论表明,行为是意愿在具体情境中的表达。因此,在耕地保护实践中,农户耕地保护支付意愿也受到场域、惯习和资本禀赋的多重影响。本文研究的问题是:在既定的空间场域和历史积淀惯习下,农民资本禀赋对其耕地保护支付意愿影响机理和程度如何?

在西方经济学理论中,资本指生产中可投入的生产资料(物质、人力、技术),也有学者认为,资本是指被生产出来或自然存在的生产要素储备,大致可以分为物质、人力、社会 and 自然资本等。禀赋原指人所具有的智力、体魄、能力等,经济学意义的禀赋是指劳动力、技术、土地、技术管理等。布迪厄认为资本是一组可被使用的资源和权力,资本状况(经济、文化和社会资本)会影响个体实践活动的意愿选择,只有占有最低限度的资本,社会行动者才能形成合乎常理的实践意愿。综上,本文将农户资本禀赋定义为农户个人及家庭先天具备或后天已获取的可用于生产生活的各类资源和能力储备的集合,后文统一称为资本,基于布迪厄理论框架,将其划分为经济、社会和文化资本。

经济资本对行动者实践活动产生不可或缺的影响,它是指可以直接兑换成货币并制度化为产权形式的资本^[17],农户层面的经济资本主要包含农业和非农经济两方面。研究表明:经济资本对农户耕地保护支付意愿影响主要体现在两方面:从效益角度讲,对耕地进行保护可以提供质量更高的农产品和良好的农业农村生态环境^[18]。家庭经济水平越高,对生活品质的要求以及良好的生态环境和高质量的农产品需求也越高^[19,20],对应的耕地保护支付意愿也更强。从成本角度讲,农户经济能力越强,各种保障和抵御风险的能力也随之增强,面对可能影响家庭收入的耕地保护支付意愿,经济能力越强的农户,其保护支付意愿可能更强。

社会资本是指嵌入个体的关系网络和个体所处社会结构之中的可调动的资源,主要可分为社会信任、社会网络和社会参与,它们能够聚合分散的个体,影响社会成员的集体行动意识^[17]。国内外学者就社会资本对公众意愿的影响研究较多。社会信任作为重要的社会资本,会作用于个体之间的合作机制、约束机制等进而显著正向影响行动者的环境治理意愿和行为^[21]。Harring^[22]基于公众对环境治理的参与意愿的研究发现,公众对外界的信任程度越高,参与的积极性也越高。农户的关系网络越强,其参与耕地面源污染治理的意愿更高^[14]。王昕等^[23]的研究表明,农户社会参与程度越高,小型水利设施的供给意愿越强。基于以上分析,本文认为社会资本对农户耕地保护支付意愿具有一定的推动作用。

文化资本是指借助不同的教育行动传递的文化物品,是文化资源积累的结果^[17],教育程度、农业技能情况、外出务工经历等

是农户常见文化资本^[14]。学术界很早就关注文化资本对个体参与实践活动意愿的影响。潘丹等^[24]和金桥^[25]的研究表明:受教育程度的增强能够显著提升农户选择环境友好型技术和居民进行政治参与的意愿^[24, 25];华春林在研究农业教育项目培训与农户化肥投入量关系时发现,参加培训次数越多的农户化肥投入量投入意愿更弱^[26];也有研究表明外出务工经历是农户家庭重要的文化资本,也会显著正向影响农户实践活动意愿^[27]。现有的关于文化资本与农户耕地保护意愿的相关研究也佐证了这一点^[3]。本文认为,文化资本越丰富的农户,对耕地保护重要性认识会更深科,相应的支付意愿可能会更强。

基于以上分析,本文提出的待检验的假说如下:

H1: 农户经济资本越丰富,耕地保护支付意愿可能越高。

H2: 农户社会资本越丰富,耕地保护支付意愿可能越高。

H3: 农户文化资本越丰富,耕地保护支付意愿可能越高。

2 数据来源、变量定义与计量模型构建

2.1 数据来源

本文所用数据来源于课题组 2018 年 7~8 月份对研究区的实地调查。样本采取分层随机抽样的方法和一对一半结构化访谈的调查形式。综合考虑经济发展状况、地形地貌等因素,选取武汉“1+8”城市圈作为调研区,包括武汉(江夏区)、鄂州(鄂城区)、黄石(大冶市)、咸宁(咸安区)、黄冈(黄州区)、孝感(孝南区)、天门、潜江和仙桃,每个县(市、区)选取 1~2 个镇(街道),每个镇(街道)选取 1~3 个行政村,根据村庄规模,每个行政村随机抽取 20~50 户左右的样本,调查对象以户主为主,共调查了 10 个镇(街道办),16 个行政村(借鉴相关文献^[16],主要按照离最近城镇距离来划分城镇远郊村和城镇近郊村,基于调研的实际情况,选取调研的近郊村是离当地城镇 4km 范围内的农村,远郊村调研的是离当地城镇 8km 之外的农村,共包括 9 个城镇近郊村和 7 个城镇远郊村)和 500 位农户,其中有效问卷 483 份,包含 250 份城镇远郊村和 233 城镇近郊村问卷份,有效率为 96.6%。调研内容主要包括调查者的基本情况,家庭的各项资本禀赋基本情况、耕地资源情况、农户耕地保护意愿情况等内容。

样本特征如表 1 所示:从性别来看,男性多于女性,这与调查对象主要是户主有关;从年龄来看,35~65 岁的中年农民是样本主体,占 72.25%;从文化程度来看,样本以初中及小学以下的农民为主(89.02%);从家庭年收入来看,绝大多数样本(76.6%)为 8 万元以下。基于与《2017 年中国人口和就业统计年鉴》、《2017 年湖北省农村统计年鉴》及 2010 年全国人口普查相关数据对比分析,表明样本具有很好的代表性。

表 1 样本的基本特征

特征	类别	频数	比例	特征	类别	频数	比例
性别	男	282	58.39%	年龄(岁)	35 以下	19	3.93%
	女	201	41.61%		35~45	60	12.42%
家庭年收入(万元)	1 以下	10	2.07%		46~55	148	30.64%
	1~3	84	17.39%		56~65	141	29.19%
	3~5	149	30.85%		66 以上	115	23.81%

	5~8	127	26.29%	文化程度	未上过学	110	22.77%	
	8~12	59	12.22%		小学	162	33.54%	
	12~16	24	4.97%		初中	158	32.71%	
	16 以上	30	6.21%		高中	48	9.94%	
					大专及以上	5	1.04%	

2.2 变量定义

因变量是农户耕地保护支付意愿,因而,确定一个科学合理的支付意愿标准至关重要。2016 年的研究表明:北京市农村居民对耕地保护支付意愿的平均水平为 220 元/年左右^[26],考虑到社会经济发展及调研区实际,在咨询相关专家的基础上,将支付标准确定为 20 元/月,具体情境设置为“对于耕地保护这样一件农村公共事务,您是否愿意每月支付 20 元左右来进行保护?”答案选项为“完全不愿意、不是很愿意、一般愿意、比较愿意和完全愿意”,依次赋值 1~5。核心解释变量为农户资本禀赋,基于文献综述,参考相关文献^[14, 21~27],具体设置如下:

采用家庭年总收入、家庭总存款、家庭劳动力数量、耕地面积、农业机械数量来衡量农户经济资本情况。其中,全年家庭年总收入和家庭总存款分别反映总体经济资本流量与存量的丰裕度;在务工和农业成为农民主要收入的背景下,家庭劳动力人数反映农户经济资本的潜力和趋势,是非农经济资本重要表征指标;家庭承包耕地面积和农用机械数量反映农业经济资本丰裕度,耕地面积越大、农用机械数量越多,则意味着农户农业生产盈利能力越高,农业经济资本也就越丰富。

采用家庭及近亲为乡(镇)村干部或其他公职人员人数,对亲朋邻里信任程度和对村集体的信任程度来表征社会信任;选取家庭成员参与村民群众会议发言情况来表征社会参与;从反映关系网络的广度和深度出发,选取密切来往的亲朋邻里数量,与亲朋邻里的关系情况和向亲友邻里借贷 1 万元的难易程度来表征社会网络的广度和深度。

选取家庭成员的平均文化程度、是否参加过农业技能培训和外出务工经历次数来反映农户的文化资本。其中,家庭成员的平均文化程度是最能反映农户文化资本的变量;是否参加过农业技术培训反映了农户农业生产知识和技术的丰裕程度;家庭外出经历次数反映农户家庭从外地汲取经验和知识的程度,这些经验和知识会影响农户耕地认知和行为逻辑,也是文化资本的重要表征变量。

现有研究表明:个体和家庭特征通常作为农户行为意愿研究的常用控制变量。本文在实证模型中引入个体特征中的性别、年龄、文化程度和社会身份以及家庭特征中农业收入占家庭总收入比重指标,避免干扰。

2.3 计量模型构建

更多的自变量虽然能更好的对研究问题进行解释,但却更容易出现变量间的多重共线性,降低模型估计结果的可靠性。对自变量进行多重共线性检验发现, $0.406 < \text{TOL} < 0.826$, $1.210 < \text{VIF} < 2.465$, $3.660 < \text{CI} < 29.462$,可见,自变量间不存严重的多重共线性问题。

本文因变量为有序多分类变量,不满足线性回归的约束条件,因此,本文采用有序 Logistic 回归分析来研究资本禀赋对农户耕地保护支付意愿的影响。假设第 i 个农户的耕地保护意愿程度 W_i ,农户的意愿程度受多种因素 X_i 的影响,即:

$$W_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式中： X_i 为第 i 个农户耕地保护支付意愿影响因素向量； β_0 为常数项； β_1 为待估计系数向量； ε_i 为独立同分布的随机扰动项。资金支付意愿为 W_i 的观测变量；取值 1、2、3、4、5，并构建如式(2)的分类框架。

$$\begin{cases} Y_i = 1, & W_i < \mu_1 \\ Y_i = 2, & \mu_1 < W_i < \mu_2 \\ Y_i = 3, & \mu_2 < W_i < \mu_3 \\ Y_i = 4, & \mu_3 < W_i < \mu_4 \\ Y_i = 5, & \mu_4 < W_i < \mu_5 \end{cases} \quad (2)$$

式中： μ_n 为农户耕地保护意愿变化的临界点，满足 $\mu_1 < \mu_2 < \mu_3 < \mu_4 < \mu_5$ ，假设 ε_i 的分布函数为 $F(x)$ ，可得到因变量 Y_i 取各个选择值的概率，如式(3)所示。

$$\begin{cases} P(Y_i = 1) = F(\mu_1 - \beta X_i) \\ P(Y_i = 2) = F(\mu_2 - \beta X_i) - F(\mu_1 - \beta X_i) \\ \vdots \\ P(Y_i = 5) = 1 - F(\mu_5 - \beta X_i) \end{cases} \quad (3)$$

有序 Logistic 模型估计得到的系数 β_1 并不等于 X_i 对因变量各个取值概率的边际效应，边际效应表达式如(4)所示，其中 $\phi(\cdot)$ 为密度函数：

$$\begin{cases} \frac{\partial P_1}{\partial X_i} = -\beta_1 \phi(\mu_1 - \beta_1 X_i) \\ \frac{\partial P_2}{\partial X_i} = -\beta_1 \phi[(\mu_2 - \beta_1 X_i) - (\mu_1 - \beta_1 X_i)] \\ \vdots \\ \frac{\partial P_5}{\partial X_i} = -\beta_1 \phi[(\mu_5 - \beta_1 X_i) - (\mu_4 - \beta_1 X_i)] \end{cases} \quad (4)$$

3 结果分析

3.1 农户耕地保护支付意愿的整体情况

从表 2 看，总体样本中，有 33.5% 的农户愿意(包含比较愿意和完全愿意)每月付出 20 元左右的资金来保护耕地；有 39.7% 的农户不愿意(包含完全不愿意和不是很愿意)，其余农户支付意愿水平为“一般”。城镇近郊区农户中有 29.6% 愿意，有 44.2% 的农户

不愿意,其余农户支付意愿水平为“一般”。城镇远郊区农户有 37.2%愿意;有 35.6%的农户不愿意,其余农户支付意愿水平为一般。整体上,农户耕地保护支付意愿偏低,城镇远郊区支付意愿较城镇近郊区要高。调研发现主要原因有以下几点:(1)农户认为保护耕地应由政府负责;(2)农户认为支付对耕地保护的作用不大;(3)城镇近郊区农户的耕地生计依赖性更弱。

3.2 估计结果与解释

总体、城镇近郊区和城镇远郊区样本的模型估计结果分别如表 3、表 4 和表 5 所示。从 3 个表来看,耕地保护支付意愿 P 值(0.000)说明模型整体通过了 1%水平的显著性检验,对数似然比(Loglikelihood=-539.963、-251.612、-270.665)和伪判决系数(PseudoR²=0.111、0.1550、0.1124)表明各个模型拟合优度较好,限于篇幅,本文只列出了显著性变量的估计结果并对分析如下:

表 2 农户耕地保护资金支付意愿情况

意愿	总体样本			城镇近郊村样本			城镇远郊村样本		
	频数	比例 (%)	小计 (%)	频数	比例 (%)	小计 (%)	频数	比例 (%)	小计 (%)
完全不愿意	20	4.1	39.7	15	6.4	44.2	5	2.0	35.6
不是很愿意	172	35.6		88	37.8		84	33.6	
一般愿意	129	26.8	26.8	61	26.2	26.2	68	27.2	27.2
比较愿意	158	32.7	33.5	68	29.2	29.6	90	36.0	37.2
完全愿意	4	0.8		1	0.4		3	1.2	
合计	483	100	100	233	100	100	250	100.0	100

表 3 总样本模型估计结果

变量	估计系数	边际效应				
		完全不愿意	不是很愿意	一般愿意	比较愿意	完全愿意
家庭年总收入	-0.2472***(-2.58)	0.0091**(2.33)	0.0393**(2.60)	-0.0037*(-1.69)	-0.0427***(-2.62)	-0.0020*(-1.69)
家庭总存款	0.1661**(2.08)	-0.0054**(-1.95)	-0.0235**(-2.09)	0.0022*(1.70)	0.0255**(2.10)	0.0020(1.49)
对村集体信任程度	0.1821**(1.90)	-0.0067*(-1.78)	-0.0289*(-1.94)	0.0028(1.46)	0.0314*(1.92)	0.0015(1.42)
与亲朋邻里关系状况	0.8147*** (4.43)	-0.0300***(-3.46)	-0.1294**(-4.55)	0.0123** (2.06)	0.1406*** (4.55)	0.0065* (1.92)

借贷难度	0.6467*** (5.01)	-0.2380*** (-3.65)	-0.1028*** (-5.26)	0.0098** (2.11)	0.1116*** (5.22)	0.0052* (1.95)
家庭成员 平均文化 程度	0.3408*** (2.13)	-0.1254** (-1.99)	-0.0542** (-2.14)	0.0052 (1.51)	0.0588** (2.15)	0.0028 (1.50)
性别	0.4048*** (2.07)	-0.0149* (-1.95)	-0.0643** (-2.08)	0.0061 (1.54)	0.0698** (2.08)	0.0033 (1.48)
农业收入 占比	0.3415*** (2.93)	-0.0126*** (-2.58)	-0.0543** (-2.97)	0.0052* (1.82)	0.0589*** (2.97)	0.0028* (1.70)
cut1:4.317***;cut2:7.504***;cut3:8.846***;cut4:13.451***						
LRchi2(28)=134.70;Prob>chi2=0.0000;Loglikelihood=-539.963;PseudoR ² =0.111						

表 4 城镇近郊村农户模型估计结果

变量	估计系数	边际效应				
		完全不愿意	不是很愿意	一般愿意	比较愿意	完全愿意
家庭年总收入	-0.476** (-2.49)	0.0212** (2.30)	0.0542** (2.51)	-0.0122** (-2.15)	-0.0617** (-2.50)	-0.0016 (-0.97)
家庭总存款	0.1688* (1.69)	-0.0088* (1.67)	-0.0225 (-1.50)	0.0050 (1.42)	0.0255 (1.50)	0.0007 (0.86)
家庭劳动力总 人数	0.2475** (2.01)	-0.0129* (-1.90)	-0.0329** (-2.02)	0.0074* (1.78)	0.0374 (2.02)	0.0010 (0.93)
群众会议发言 情况	0.3385** (1.98)	-0.0176* (-1.86)	-0.0450** (-1.98)	0.0100* (1.66)	0.0512** (2.01)	0.0014 (0.93)
与亲朋邻里关 系状况	0.6644*** (2.61)	-0.0346* (-2.45)	-0.0884*** (-2.60)	0.0198** (2.22)	0.1005*** (2.62)	0.0027 (0.98)
借贷难度	0.9903*** (4.74)	-0.0516*** (-3.52)	-0.1318*** (-5.08)	0.0295*** (2.90)	0.1498*** (5.04)	0.0040 (1.03)
家庭成员平均 文化程度	0.4672* (1.86)	-0.0244* (-1.80)	-0.0622* (-1.85)	0.0139* (1.68)	0.0707* (1.88)	0.0019 (0.91)
性别	0.6856** (2.26)	-0.0357** (-2.12)	-0.0912** (-2.26)	0.0204** (2.00)	0.1037** (2.26)	0.0028 (0.96)
农业收入占比	0.4186** (2.21)	-0.0218** (-2.05)	-0.0557** (-2.26)	0.0125** (1.99)	0.0633** (2.23)	0.0017 (0.95)
cut1:4.844***;cut2:7.962***;cut3:9.402***;cut4:14.871***						
LRchi2(28)=92.33;Prob>chi2=0.0000;Loglikelihood=-251.612;PseudoR ² =0.1550{						

表 5 城镇远郊村农户模型估计结果

变量	估计系数	边际效应				
		完全不愿意	不是很愿意	一般愿意	比较愿意	完全愿意
家庭总存款	0.1653*(1.68)	-0.0032(-1.34)	-0.0276*(-1.68)	-0.0008(-0.47)	0.0297*(1.69)	0.0018(1.23)
对村集体信任程度	0.2603*(1.94)	-0.0050(-1.52)	-0.0435*(-1.97)	-0.0012(-0.47)	0.0469** (1.98)	0.0029(1.35)
与亲朋邻里关系状况	1.3108*** (3.99)	-0.0252** (-2.09)	-0.2191*** (-4.27)	-0.0061(-0.48)	0.2359*** (4.18)	0.0145* (1.73)
家庭成员平均文化程度	0.3951** (2.08)	-0.0075(-1.59)	-0.0660** (-2.13)	-0.0019(-0.47)	0.0711** (2.14)	0.0044(1.39)
农业收入占比	0.2960* (1.69)	-0.0057(-1.40)	-0.0495* (-1.70)	-0.0014(-0.48)	0.0533* (1.72)	0.0033(1.25)
cut1:4.844***;cut2:7.962***;cut3:9.402***;cut4:14.871***						
LRchi2(28)=92.33;Prob>chi2=0.0000;Loglikelihood=-251.612;PseudoR ² =0.1550						

经济资本的影响。总体和城镇近郊区样本模型中的家庭年总收入系数为显著为负，且系数表现为城镇近郊区<总体样本；3个模型中的家庭总存款系数都显著为正，且系数大小为城镇近郊区>城镇远郊区；家庭劳动力总人数只在城镇近郊区样本中显著为正。表明家庭年总收入越高，耕地保护支付意愿越弱，且对城镇近郊区的影响效应大于总体样本；家庭总存款越多，耕地保护支付意愿越强，且城镇近郊区影响效应大于总体样本。其中，家庭年总收入对耕地保护的支付意愿影响效应与假说1不符，一种可能的解释是：家庭年总收入越高，农户对耕地的生计依赖越弱，尤其对城镇近郊区农户而言，他们的能力越强，从事非农就业的机会更多越多，相应的支付意愿更弱。家庭总存款越多的农户，往往意味着对未来风险的意识更强，相应的耕地保护资金支付意愿会越强，相比而言，城镇近郊区农户整体素质高于远郊区农户，这是因为与城镇远郊区农户相比，城镇近郊区农户风险意识更强。城镇近郊区劳动力充裕的农户，他们利用耕地为家庭产生经济效益的能力更强，因此，相比城镇远郊区农户，有更强的耕地保护的支付意愿。

社会资本的影响。3个模型中与亲朋邻里关系状况系数都显著为正，且系数大小为总体样本>城镇近郊区>城镇远郊区；总体样本和城镇远郊区模型中对村集体的信任程度系数显著为正，且城镇近郊区>总体样本；总体样本和城镇近郊区模型中的向亲友借1万元的难易程度系数显著为正，且城镇近郊区>总体样本；群众会议的发言情况系数在城镇近郊村模型中显著为正；所有显著性指标的影响效应都符合假说2。整体表明，农户社会资本越丰富，其参与耕地保护支付意愿越强，这是因为长期以“熟人信任”和“圈子主义”为核心的邻里关系可以增加彼此之间的认同感，易使农户之间形成风险共担、利益共享的互惠机制，能使农户快捷有效地接触和了解的耕地重要性信息和相关知识，因而耕地保护支付意愿更强，与现有研究吻合^[14]。各指标的影响效应在不同模型之间存在明显差异的可能解释是不同地域农户对不同类型社会资本存在认同差异。经调研发现，城镇近郊区农户更加看重与亲朋好友关系程度等邻里社会资本；而城镇远郊区农户既不仅注重与亲朋好友关系程度等邻里社会资本，且对村集体信任程度等村级层面社会资本也是影响他们耕地保护意愿的重要方面。

文化资本的影响。3个模型中的家庭成员的平均文化程度系数都显著为正，系数大小表现为城镇远郊区>城镇近郊区>总体样本。表明农户家庭成员平均文化程度越高，耕地保护支付意愿越强，符合假说3，与现有研究结论相吻合^[3,16]。一般而言，农户文化程度越高，农户参与农业技术培训越多，对精准施肥、秸秆还田等相关技术越了解，对耕地重要性认知越深刻，且相对来讲，文化资本对城镇近郊区农户的影响效应更大。

对于控制变量，3个模型中的农业收入占比系数都显著为正；总体样本和城镇近郊区模型中性别系数显著为正且城镇近郊村

系数更大。这主要因为农户的主要收入来源于耕种耕地, 农业收入占比越大, 农户对耕地的生计依赖性越强, 对应的耕地保护支付意愿也更强。男性相对于女性耕地保护的资金支付意愿更强, 原因是男性相对女性行事更“大气”, 符合现阶段中国农村社会的特征, 且与现有研究结论相符。

3.3 边际效应分析

本文估计结果与解释虽然阐述了资本禀赋对农户耕地保护支付意愿的影响, 但难以准确反映自变量具体的影响程度, 因此, 本文还分析了自变量的边际效应。从表 3、表 4 和表 5 可以看出, 经济资本中的家庭总收入在因变量取值为“完全愿意 ($y=5$)”时, 边际效应显著为负, 与估计系数一致, 表明家庭年总收入越高的农户家庭, 耕地保护支付意愿的可能性会降低。进一步分析, 当 $y<5$ 时, 上述变量的边际效应的大小排序为“比较愿意 ($y=4$)”、“不是很愿意 ($y=2$)”、“完全不愿意 ($y=1$)”和“一般愿意 ($y=3$)”, 表明随着上述变量取值的增加, 农户耕地保护支付意愿更倾向于比较愿意 ($y=4$)”、“不是很愿意 ($y=2$)”。其他变量的边际效应与前者相反, 表明随着这些变量数值的增加, 农户耕地保护支付意愿的可能性会上升。整体来看, 表 3 表明, 对总体样本来讲, 整体表明向亲朋邻里借贷 1 万元的难易程度的边际效应较大; 表 4 表明, 对城镇近郊区农户来讲, 向亲朋邻里借贷 1 万元的难易程度和与亲朋邻里关系状况的边际效应较大; 表 5 表明, 对城镇远郊区农户讲, 与亲朋邻里关系状况的边际效应最大。因此, 整体上, 与亲朋邻里的关系状况、向亲朋邻里借贷 1 万元的难易程度等农户社会资本很大程度上对农户耕地保护支付意愿产生影响。

3.4 稳健性检验

为检验估计结果的可靠性, 本文还用有序 Probit 回归模型对各个模型估计系数的进行了稳健性检验。回归结果表明: 采用有序 Probit 回归模型估计的自变量系数只在数值大小上与有序 logistic 模型有较小差异, 而各个系数的相对重要性和方向均没有发生变化, 表明结果具有稳健性, 鉴于篇幅原因, 本文未列出稳健性检验的结果。

4 结论与政策建议

本文以武汉“1+8”城市圈 483 份调研问卷为例, 在对资本禀赋与农户耕地保护支付意愿进行文献综述平提出研究假说的基础上, 分总体样本、城镇近郊区样本和城镇远郊区样本, 实证检验了两者之间的影响机制, 得到以下研究结论:

(1) 从统计情况看, 总体样本、城镇近郊区和城镇远郊区农户中分别有 33.5%、29.6%和 37.2%的人愿意进行耕地保护支付和 39.7%、44.2%和 35.6%不愿意。整体上, 农户耕地保护支付意愿偏低, 相比而言, 城镇远郊区农户耕地保护支付意愿更强。

(2) 就经济资本而言, 除家庭年总收入外, 其余经济资本对农户耕地保护支付意愿存在着显著的正向影响。家庭年总收入对农户耕地保护支付意愿的影响效应与假说 1 相反, 其余经济资本影响效应符合假说 1。这是由于家庭年总收入越高的农户, 对耕地的生计依赖性越弱, 支付意愿更低; 家庭总存款越多的农户的风险意识往往越强; 家庭劳动力越充裕, 农户利用耕地为家庭产生经济效益的能力更强, 相应地支付意愿更高。

(3) 就社会资本而言, 各项社会资本对耕地保护支付意愿都成正向影响, 符合假说 2。这是由于以对村集体信任程度、与亲朋邻里关系程度以及向亲友借贷的难易程度表征的“熟人社会”和“圈子主义”的邻里关系能够增强彼此之间的认同感和信任感以及风险共担、利益共享的互惠机制, 进而促使带有“集体行动属性”的耕地保护实践的达成。就城镇近郊区和城镇远郊区比较而言, 群众会议的发言情况和向亲朋邻里借贷 1 万元的难易程度对城镇近郊村影响效应显著, 城镇远郊村则不显著; 对村集体的信任程度对城镇远郊村的影响效应显著, 而对城镇近郊村不显著; 与亲朋邻里的关系情况对城镇远郊村的影响效应较城镇近郊村要大。

(4) 就文化资本而言, 家庭成员平均文化程度对农户耕地保护支付意愿显著为正, 符合假说 3。文化程度越高的农户家庭, 对耕

地所具备的粮食安全、社会安全等功能的重要性认知越深刻,且对城镇近郊村的影响效应相对较大。

基于以上研究结论,提出如下政策建议:首先,应积极组建各类农村合作经济组织,促进农村经济发展的同时,提升农户储蓄水平,增强农户的经济资本;其次,大力发展农村教育尤其是职业教育和继续教育,增强农户的整体受教育水平,提升农户的文化资本;最后,重点加强农户社会资本禀赋的积累。具体做法是:首先,积极鼓励农民参与农村社会集体活动组织,定期组织农户之间、农户与村集体干部之间的交流活动,以加强农户之间、农户与亲朋好友和村集体之间保持紧密的联系和互动,增强彼此之间的信任程度;其次,加强农村集体组织建设,尤其对城镇远郊区而言。共同促进农户资本禀赋的积累。除此以外,进一步加强对农户的农业生产补贴,提高农业收入占家庭收入比重也是促进农户保护耕地的另一行之有效的手段。

参考文献:

- [1]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.
- [2]俞振宁,谭永忠,练款,等.基于农户认知视角的重金属污染耕地治理式休耕制度可信度研究[J].中国农村经济,2019(3):96-110.
- [3]邝佛缘,陈美球,鲁燕飞,等.生计资本对农户耕地保护意愿的影响分析——以江西省 587 份问卷为例[J].中国土地科学,2017,31(2):58-66.
- [4]李翠珍,孔祥斌,梁颖,等.京冀平原区不同类型农户耕地利用决策影响因素分析[J].农业工程学报,2011,27(9):316-322.
- [5]王军,李萍,詹韵秋,等.中国耕地质量保护与提升问题研究[J].中国人口·资源与环境,2019,29(4):87-93.
- [6]张浩,靳亚亚,王博,等.基于耕地发展权价值测算的陕西省耕地保护补偿研究[J].农业工程学报,2018,34(22):256-266.
- [7]孙晶晶,赵凯,曹慧,等.我国耕地保护经济补偿分区及其补偿额度测算——基于省级耕地-经济协调性视角[J].自然资源学报,2018,33(6):1003-1017.
- [8]余亮亮,蔡银莺.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[J].长江流域资源与环境,2016,25(1):106-112.
- [9]刘洪彬,王秋兵,吴岩,等.耕地质量保护中农户的认知程度、行为决策响应及其影响机制研究[J].中国土地科学,2018,32(8):52-58.
- [10]龙云,任力.农地流转制度对农户耕地质量保护行为的影响——基于湖南省田野调查的实证研究[J].资源科学,2017,39(11):2094-2103.
- [11]杨志海,王雨濛.不同代际农民耕地质量保护行为研究——基于鄂豫两省 829 户农户的调研[J].农业技术经济,2015(10):48-56.
- [12]李海燕,蔡银莺,王亚运.农户家庭耕地利用的功能异质性及个体差异评价——以湖北省典型地区为实例[J].自然资源

学报, 2016, 31(2): 228-240.

[13] 丁士军, 张银银, 马志雄. 被征地农户生计能力变化研究——基于可持续生计框架的改进[J]. 农业经济问题, 2016, 37(6): 25-34, 110-111.

[14] 李晓平, 谢先雄, 赵敏娟. 资本禀赋对农户耕地面源污染治理受偿意愿的影响分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(7): 93-101.

[15] 李广东, 邱道持, 王利平, 等. 生计资产差异对农户耕地保护补偿模式选择的影响——渝西方山丘陵不同地带样点村的实证分析[J]. 地理学报, 2012, 67(4): 504-515.

[16] 杨丽霞, 朱从谋, 苑韶峰, 等. 基于供给侧改革的农户宅基地退出意愿及福利变化分析——以浙江省义乌市为例[J]. 中国土地科学, 2018, 32(1): 35-41.

[17] BOURDIEU P. Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education[M]. Greenwood Press, 1986: 45.

[18] 胡伟艳, 朱庆莹, 张安录, 等. 总量与结构视角耕地多功能对农业经济增长的影响——以湖北省为例[J]. 中国土地科学, 2018, 32(5): 62-70.

[19] 朱庆莹, 胡伟艳, 赵志尚. 耕地多功能权衡与协同时空格局的动态分析——以湖北省为例[J]. 经济地理, 2018, 38(7): 143-153.

[20] 杜继丰, 袁中友. 基于耕地多功能需求的巨型城市区耕地保护阈值探讨——以珠江三角洲为例[J]. 自然资源学报, 2015, 30(8): 1255-1266.

[21] 何可, 张俊飏, 张露, 吴雪莲. 人际信任、制度信任与农民环境治理参与意愿——以农业废弃物资源化为例[J]. 管理世界, 2015(5): 75-88.

[22] HARRING N. Understanding the effects of corruption and political trust on willingness to make economic sacrifices for environmental protection in a cross-national perspective[J]. Social Science Quarterly, 2013, 94(3): 660-671.

[23] 王昕, 陆迁. 农村社区小型水利设施合作供给意愿的实证[J]. 中国人口·资源与环境, 2012, 22(6): 115-119.

[24] 潘丹, 孔凡斌. 养殖户环境友好型畜禽粪便处理方式选择行为分析——以生猪养殖为例[J]. 中国农村经济, 2015(9): 17-29.

[25] 金桥. 上海居民文化资本与政治参与——基于上海社会质量调查数据的分析[J]. 社会学研究, 2012, 27(4): 84-104, 243.

[26] 华春林, 陆迁, 姜雅莉, 等. 农业教育培训项目对减少农业面源污染的影响效果研究——基于倾向评分匹配方法[J]. 农业技术经济, 2013(4): 83-92.

[27] 刘新智, 刘雨松. 外出务工经历对农户创业行为决策的影响——基于 518 份农户创业调查的实证分析[J]. 农业技术经

济, 2015(6):4-14.

[28] 施园园, 赵华甫, 郇文聚, 等. 基于选择试验法的北京市城乡居民耕地保护支付意愿研究[J]. 水土保持通报, 2016, 36(5):178-184.