

归属感对农户参与村域环境治理的影响分析

——基于湖北省 1007 个农户调研数据

李芬妮 张俊飏 何可 畅华仪¹

(1. 华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430070;

2. 湖北农村发展研究中心, 湖北 武汉 430070)

【摘要】: 基于湖北省 1007 份农户调研数据, 运用 OrderedLogit 模型, 从主人翁意识、村庄认同、村庄喜爱、事务关心和村庄依恋 5 个维度, 探讨了农户的村庄归属感对其参与村域环境治理的影响。研究发现: (1) 98.42% 的农户参与了环境治理, 但参与 2 种或以上环境治理行为的农户仅占 29.60%, 参与程度有待进一步提高; (2) 当前农户的村庄归属感普遍较高, 但仍有进一步提升的空间; (3) 村庄归属感对农户环境治理行为具有显著的促进作用, 其中, 主人翁意识越强、对村庄的认同感越高、对村庄的喜爱程度越深、对村庄事务越关心、对村庄的依恋程度越高的农户, 参与村域环境治理的可能性越大; (4) 农户个体特质能够调节村庄归属感对农户环境治理行为的影响, 当农户为女性、年老、高学历、居住时间长及大姓时, 村庄归属感对其环境治理行为的作用更大。据此, 除了继续优化常规经济、制度手段外, 还应注重培育与强化归属感这一内在的激励机制, 以推动农户环境治理行动, 进而实现生态宜居农村的目标。

【关键词】: 村庄归属感 农户参与 村域环境治理 农户特质

【中图分类号】: F323 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227(2020)04-1027-13

当前, 日益严峻的农村环境污染问题已成为我国农村全面转型期面临的重要挑战^[1]。农村环境治理属于公共资源管理, 具备集体行动属性, 因此, 解决农村环境不断恶化问题的有效着力点在于鼓励农户积极参与村域环境治理^[1,2]。对此, 诸多学者围绕如何推动农户环境治理行动, 从资本禀赋等经济因素^[3,4]、制度政策等社会因素^[5,6]以及信任等社会文化因素^[7,8]等方面展开了一系列探讨。

然而, 现有研究较少关注到心理层面因素的影响, 忽视了归属感或更加广义的情感作用。村庄归属感作为农户参与村庄公共事务治理的催化剂^[9], 指的是农户对其所生活的村庄和人群集合体的认同、喜爱和依恋等心理感觉。已有研究发现, 归属感在推动农户参与村庄集体行动^[10]、提高管护绩效^[11]、调动农地流转积极性^[12]、增强参与合作社意愿^[13]以及提升家庭福利水平^[14]等方面发挥着重要作用。然而, 经济快速发展与城镇化进程的推进不仅加快了农村劳动力外迁, 冲击了农村地区的社会结构与价值体系, 还给农村带来了新的价值元素, 导致农户的归属感下降, 参与集体行动的动力减弱^[15,16]。那么, 当前农户的村庄归属感现状究竟如何? 其能否影响农户参与村域环境治理? 上述问题的回答, 对于推动农户环境治理行为、提高农村环境治理水平、促进农村绿色发展具有重要的理论意义与实践价值。

作者简介: 李芬妮(1995-), 女, 博士研究生, 主要研究方向为农业资源与环境经济。E-mail: lfennie23@163.com; 张俊飏, E-mail: zhangjb513@126.com。

基金项目: 教育部哲学社会科学重大攻关项目(15JZD014); 国家自然科学基金青年项目(71703051); 中央高校基本科研业务费项目(2662017QD009); 中宣部文化名家暨“四个一批”人才项目。

现有文献为本文奠定了良好的基础,具有重要的启发与借鉴意义,但至少存在以下几个方面有待完善:(1)尽管已有文献关注到了归属感对个体行为的影响,但鲜有研究探讨归属感在农户环境治理参与行动中的作用,而农户环境治理的相关研究多聚焦于经济、社会和制度等方面,重点关注归属感等情感因素的讨论还非常有限。因此,本文从归属感这一主观情感视角考察农户的环境治理行为,尝试对已有研究进行有益补充。(2)以往研究大多以某一种环境治理行为为例,探究农户是否参与及其影响因素,对农户村域环境治理参与程度的研究还较为不足。鉴于此,本文将以湖北省 1007 户农户为研究对象,采用 OrderedLogit 模型,实证分析村庄归属感对农户参与村域环境治理的影响,以期为研究农村环境治理问题提供一个新思路,并为政府部门有效引导农户环境治理行为、改善农村生态环境质量提供一定参考。

1 理论分析

归属感指的是个体对一事物或现象的认同程度和相关联的密切程度,本文研究的村庄归属感侧重于农户和其所生活的村子的情感联结关系^[17],指的是农户对其所生活的村子和人群集合体的认同、喜爱和依恋等心理感觉。村庄归属感作为农户与村庄的情感纽带,至少在以下 3 方面有助于推动农户更积极的环境治理行为。

(1) 归属感会减少农户以破坏村庄环境为代价的利己行为。

“理性人”假设认为,农户总是利己的,力图追求利润最大化。但本土心理学研究发现,拥有归属感的农户更乐意将集体利益置于个人利益之上,并主动承担更多的责任与义务以谋求集体的长远发展^[18]。因此,村庄归属感更强的农户因拥有对村庄的长远期待^[19],更倾向于从长期利益出发^[20],主动参与治理以保护其所生活的村庄环境。相反,村庄归属感较弱的农户,因对村子的喜爱与依赖程度较低,将更多地从自身短期利益出发,不仅对于村域环境治理这一集体行动表现出事不关己、漠不关心的态度,甚至可能不顾村庄共同利益,出现以破坏村庄环境为代价的逐利行为。

(2) 归属感会推动农户树立村庄环境保护的行为目标。

村庄归属感有利于推动农户产生的相互理解、共同体的感觉,促使其将个体的行为动机转移到集体层面^[21],行为目标亦趋同于集体目标,从而增大农户与村庄内其他成员合作的可能性。因此,当村域环境治理成为集体目标时,具有强烈村庄归属感的农户会考虑其成员身份,更倾向于将这一集体目标视作自己的行动目标,积极响应并参与到农村环境保护与治理中。相反,村庄归属感较弱的农户,因未将自己纳入村庄中的一员,当村庄号召参与环境治理时,该类农户不仅不会将这一目标纳入考虑范围内,甚至不会在乎自身行为对村庄环境产生的影响。

(3) 归属感会影响农户对村庄环境的态度。

人文地理学的相关观点认为,人们对资源环境的态度和行为受由地方依恋等形成的“人—地关系”影响^[22],地方依恋和地方认同均能促使人们表现出对环境保护的支持态度和亲环境行为^[23, 24]。而“地方依恋”“地方认同”概念均可用来形容人们对某个地方产生的归属感^[25],由此延伸到村庄归属感,当农户对村庄拥有较强的归属感时,可能表现出对村庄环境更友好的态度,从而积极参与村域环境治理。

基于上述分析,本文预期村庄归属感对农户环境治理行为具有正向影响,农户的村庄归属感越强,其参与村域环境治理的可能性越高。

2 数据、变量与模型

2.1 数据来源与样本特征

本文所用数据来自于课题组 2018 年 7~8 月对湖北省鄂州市、黄冈市、武汉市和荆门市农户开展的抽样调查。选取这 4 个地区主要基于以下考虑: (1) 经济发展水平; 武汉是湖北省经济发展水平最高的城市, 荆门和黄冈处于中等水平, 而鄂州的经济水平较弱; (2) 环境质量状况, 四地均属于国家推广环境治理行为的重点区域, 在研究农户环境治理行为方面具有较好的代表性。本次调研采取分层逐级抽样和随机抽样相结合的方式选取样本农户, 具体的抽样过程为: 在每个县(市)随机选取 3~4 个乡镇, 再在每个样本镇随机选取 2~3 个样本村, 最后在每个村随机选取 10 户农户进行调研。剔除无效问卷后, 适用于本研究目的的有效问卷共 1007 份。此外, 调研采取调研人员与农户“一对一”访谈的形式展开, 调研问卷的编制和管理均为接受过相关培训的调研人员负责, 问卷内容涉及家庭特征、农业生产经营状况、环境治理认知、参与意愿及行为等方面。数据的收集由调研人员入户访谈和观察所得。

表 1 为样本农户的基本特征: 样本农户以男性为主, 占比为 57.30%, 年龄大多分布于 51~70 岁之间, 文化程度普遍偏低, 53.13% 的农户文化程度为小学及以下, 受到过高中及以上教育的农户非常少, 53.13% 的农户在村子是大姓。73.68% 的农户家里没有党员或干部, 62.76% 的农户耕地面积在 0.67 公顷以下, 家庭规模多以 3~5 人的中小型家庭为主, 占比达 57.70%, 家庭年收入集中在 1~5 万元之间。根据《湖北省统计年鉴 2018》1, 2017 年湖北省农村居民平均每户经营耕地面积为 0.54 公顷, 家庭可支配收入为 5.15 万元, 户均常住人口为 2.87 人, 由此可知, 本文研究样本基本符合当前农村现实情况, 具有一定代表性。

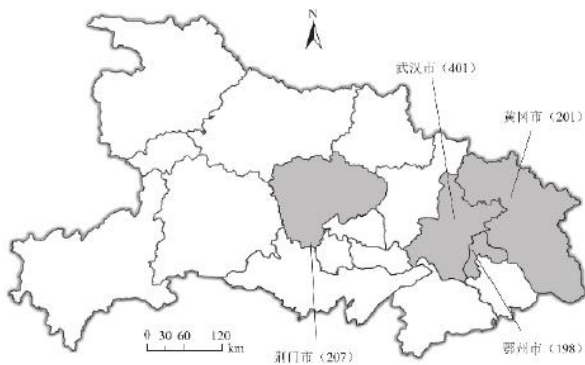


图 1 调研地区的分布

表 1 样本农户的基本特征

特征	类别	数量	比例 (%)	特征	类别	数量	比例 (%)
性别	男	577	57.30	党员或干部	否	742	73.68
	女	430	42.70		是	265	26.32
年龄	40 岁及以下	57	5.67	耕地面积/ha	0.33 以下	287	28.50
	41~50 岁	195	19.36		0.33~0.67	345	34.26
	51~60 岁	329	32.67		0.67~1.33	195	19.36
	61~70 岁	314	31.18		1.33~3.33	132	13.11
	71 岁及以上	112	11.12		3.33 及以上	48	4.77
				家庭规模/人	2 及以下	112	11.12

文化程度	小学	535	53.13		3~5	581	57.70
	初中	349	34.66		6~8	260	25.82
	高中或中专	107	10.62		8 以上	54	5.36
	大专及以上	16	1.59		10000 及以下	151	14.99
是否大姓	是	535	53.13	家庭年收入/元	10001~50000	394	39.13
	否	472	46.87		50001~100000	285	28.30
家里是否有	是	265	26.32		100001 及以上	177	17.58

2.2 模型设定与变量说明

2.2.1 变量描述

本文的因变量为农户环境治理行为,借鉴杨志海^[26]的研究,本文使用农户实际参与环境治理行为的数量予以表征。根据何可等^[8]、许玲燕等^[27]和唐林等^[16]的研究,环境治理行为主要包括生活垃圾处理、施用有机肥、畜禽粪尿制沼气、畜禽粪尿制有机肥等 4 种,因此,本文以农户参与上述 4 种环境治理行为的个数来表示农户环境治理行为参与程度。

本文的主要解释变量为村庄归属感。根据 Kasarda 等^[28]、Gerson 等^[29]的研究,并结合严奉宪等^[17]、单菁菁等^[30]文献,本文对村庄归属感设定了主人翁意识、对村庄的认同感、对村庄的喜爱程度、对村庄事务的关心程度、对村庄的依恋程度 5 方面的指标,并按照李克特五分量表法赋值。其中,主人翁意识用农户对“村子是我家,建设靠大家”的看法来考察,对村庄的认同感用农户对“村子这种组织形式很重要”的看法来考察,对村庄的喜爱程度用农户对“如果条件允许,希望一直住在这个村子”的看法来考察,对村庄事务的关心程度用农户对“非常关心村里的日常事务”的看法来考察,对村庄的依恋程度用农户对“如果搬离现在居住的村子,会感到很留恋”的看法来考察。此外,参考徐志刚等^[7]的做法,本文进一步对表征村庄归属感的 5 个具体指标进行等权重加总取平均,求得农户的总体“村庄归属感”。

控制变量方面,本文还设置了农户个人层面、家庭层面、成本收益层面和地区层面在内的控制变量以排除干扰。所有变量的含义与赋值见表 2。

表 2 变量的含义与赋值

变量名称	变量含义	赋值	均值	标准差
农户环境治理行为	农户参与生活垃圾处理、施用有机肥、畜禽粪尿制沼气、畜禽粪尿制有机肥等 4 种环境治理行为的数量	未参与=0, 参与 1 种=1, 参与 2 种=2, 参与 3 种=3, 参与 4 种=4	1.32	0.58
主人翁意识	村子是我家, 建设靠大家	完全不同意=1, 不太同意=2, 一般=3, 比较同意=4, 完全同意=5	4.35	0.67

对村庄的认同感	村子这种组织形式很重要	完全不同意=1, 不太同意=2, 一般=3, 比较同意=4, 完全同意=5	3.70	1.03
对村庄的喜爱程度	如果条件允许, 希望一直住在这个村子	完全不同意=1, 不太同意=2, 一般=3, 比较同意=4, 完全同意=5	3.45	1.47
对村庄事务的关心程度	非常关心村里的日常事务	完全不同意=1, 不太同意=2, 一般=3, 比较同意=4, 完全同意=5	3.55	0.99
对村庄的依恋程度	如果搬离现在居住的村子, 会感到很留恋	完全不同意=1, 不太同意=2, 一般=3, 比较同意=4, 完全同意=5	4.24	0.88
村庄归属感	农户的村庄归属感	对主人翁意识、对村庄的认同感、对村庄的喜爱程度、对村庄事务的关心程度、对村庄的依恋程度 5 个指标进行等权重加总取平均, 求得“村庄归属感”	3.86	0.55
控制变量	性别	男=1, 女=0	0.57	0.49
	年龄	实际年龄(岁)	57.84	10.63
	文化程度	受教育年限(年)	6.40	3.77
	居住时长	农户在本村居住年限(年)	50.09	17.18
	大姓身份	是=1, 否=0	0.53	0.50
	家庭人口数量	家庭实际人口数量(人)	4.83	1.99
	家庭总收入	2017 年家庭总收入(万元)	6.92	7.72
	家里是否有村干部或党员	是=1, 否=0	0.26	0.44
	环境治理行为成本	农户参与环境治理成本(万元)	0.15	0.89
	环境治理行为心理收益	保护环境会让我有一种满足感: 完全不同意=1, 不太同意=2, 一般=3, 比较同意=4, 完全同意=5	4.16	0.71
地区哑变量	1=黄冈, 0=其他		0.20	0.40
	1=武汉, 0=其他		0.40	0.49
	1=荆州, 0=其他		0.21	0.40

2.2.2 实证分析模型

本文的因变量为农户实际参与环境治理行为的个数, 取值为 0、1、2、3、4, 存在明显的递进关系。对于这类有序多分类变量, 本文选择 Ordered Logit 模型进行分析。模型的基本形式为:

$$Y^* = X\beta + \varepsilon; \varepsilon | X \sim \text{Logit}(0, 1) \quad (1)$$

式中: Y^* 为不可观测的潜变量; X 为影响农户环境治理行为的解释变量矩阵; β 为待估系数; ε 为随机扰动项; 且服从 Logistic 分布。可观测的农户环境治理行为变量 Y 和不可观测的潜变量 Y^* 之间存在以下关系:

$$Y = \begin{cases} 0 \text{ (未参与)}, & \text{若 } Y^* \leq r_0 \\ 1 \text{ (参与 1 种)}, & \text{若 } r_0 < Y^* \leq r_1 \\ 2 \text{ (参与 2 种)}, & \text{若 } r_1 < Y^* \leq r_2 \\ 3 \text{ (参与 3 种)}, & \text{若 } r_2 < Y^* \leq r_3 \\ 4 \text{ (参与 4 种)}, & \text{若 } Y^* > r_3 \end{cases} \quad (2)$$

式中: r_0 、 r_1 、 r_2 、 r_3 为 Y^* 的切点, 且 $r_0 < r_1 < r_2 < r_3$ 。因变量 Y 取哪一个值取决于潜变量 Y^* 与切点之间的关系。由此得到农户未参与、参与 1 种、参与 2 种、参与 3 种、参与 4 种环境治理行为的概率如下:

$$\begin{aligned} P(Y = 0 | X) &= P(Y^* \leq r_0 | X) = \frac{1}{1 + \exp(r_0 - X\beta)} \\ P(Y = i | X) &= P(r_{i-1} < Y^* \leq r_i | X) = \frac{1}{1 + \exp(r_i - X\beta)} - \frac{1}{1 + \exp(r_{i-1} - X\beta)}; \\ &i = 1, 2, 3 \\ P(Y = 4 | X) &= P(Y^* > r_3 | X) = 1 - \frac{1}{1 + \exp(r_3 - X\beta)} \end{aligned} \quad (3)$$

式(3)可推导出极大似然估计量, 即 OrderedLogit 模型, 据此, 可以估计出潜变量 Y^* 落入不同切点区间的概率。

3 结果与分析

3.1 描述性统计分析

3.1.1 样本农户环境治理行为现状

表 3 报告了样本农户环境治理行为现状。可以发现, 生活垃圾处理是参与农户数量最多的环境治理行为, 占比达 97.42%。进一步统计发现, 98.42% 的农户参与了环境治理行为, 未参与环境治理行为的农户仅占 1.58%。此外, 绝大部分(68.82%)农户仅参与了 1 种环境治理行为, 参与 2 种、3 种和 4 种环境治理行为的农户分别仅占 25.92%、3.38% 和 0.30%。可见农户普遍参与了环境治理行为, 但参与程度待进一步提高。

进一步地,参考胡珺等^[26]、何凌霄等^[31]的做法,本文根据样本农户的性别、年龄、文化程度、居住时长以及大姓身份,将样本划分为男性组和女性组、新生代组(出生于 1980 年后)和老一代组(出生于 1980 年前)、高学历组(文化程度为高中及以上)和低学历组(文化程度为高中以下)、大姓组和非大姓组以及居住时间长组(居住时长高于样本均值)和居住时间短组(居住时长低于样本均值),如表 4 所示。可初步判断,农户环境治理行为呈现如下特征:男性农户强于女性农户,老一代农户强于新生代农户,高学历农户强于低学历农户,大姓农户强于非大姓农户,居住时间长农户强于居住时间短农户。

表 3 样本农户环境治理行为现状

环境治理行为	生活垃圾处理	施用有机肥		畜禽粪尿制沼气	畜禽粪尿制有机肥
数量比例 (%)	981	149		117	82
	97.42	14.80		11.62	8.14
农户环境治理行为	未参与	参与 1 种	参与 2 种	参与 3 种	参与 4 种
数量	16	693	261	34	3
比例 (%)	1.58	68.82	25.92	3.38	0.30

表 4 分个体特质的样本农户环境治理行为现状(%)

农户环境治理行为	性别		年龄		文化程度		大姓身份		居住时长	
	男性	女性	新生代	老一代	高学历	低学历	大姓	非大姓	长	短
未参与	1.04	2.33	2.04	1.57	0.00	1.81	0.93	2.33	1.55	1.63
参与 1 种	66.90	71.40	65.31	69.00	62.60	69.68	69.53	68.01	69.05	68.57
参与 2 种	28.08	23.02	28.57	25.78	31.71	25.11	25.98	25.85	26.31	25.51
参与 3 种	3.64	3.02	4.08	3.34	4.07	3.28	3.18	3.60	2.90	3.88
参与 4 种	0.35	0.23	0.00	0.31	1.63	0.11	0.37	0.21	0.19	0.41

3.1.2 样本农户的村庄归属感现状

表 5 显示了样本农户的村庄归属感现状:样本农户的村庄归属感普遍较高,均值为 3.86,仍有进一步提升的空间。其中,主人翁意识均值最高,为 4.35,91.46%的农户表达出较为强烈的主人翁意识,将村子视为自己的家。对村庄的依恋程度均值居第二,均值为 4.24,84.81%的农户表示如果搬家会对现在居住的村子感到留恋。对村庄的认同感均值居第三,均值为 3.70,62.46%的农户表达出较为强烈的认同感,认可农村社区这种组织形式很重要。对村庄事务的关心程度均值居第四,均值为 3.55,56.31%的农户对村里的日常事务非常关心。最后是对村庄的喜爱程度,均值为 3.45,58.69%的农户对村子表达出较强的喜爱,愿意一直居住在此。

进一步地,本文统计了男性组和女性组、新生代组和老一代组、高学历组和低学历组、大姓组和非大姓组以及居住时间长组和居住时间短组的村庄归属感状况,如图 2 所示。可初步判断,样本农户的村庄归属感总体呈现如下特征:女性农户高于男性农户,老一代农户高于新生代农户,高学历农户高于低学历农户,大姓农户高于非大姓农户,居住时间长的农户高于居住时间短的农户。

表 5 样本农户的村庄归属感现状

村庄归属感		完全不同意	不太同意	一般	比较同意	完全同意	均值	村庄归属感
主人翁意识	频数(次)	3	4	79	470	451	4.35	3.86
	频率(%)	0.30	0.40	7.84	46.67	44.79		
对村庄的认同感	频数(次)	48	60	270	402	227	3.70	
	频率(%)	4.77	5.96	26.81	39.92	22.54		
对村庄的喜爱程度	频数(次)	145	184	87	253	338	3.45	
	频率(%)	14.40	18.27	8.64	25.12	33.57		
对村庄事务的关心程度	频数(次)	31	115	294	405	162	3.55	
	频率(%)	3.08	11.42	29.19	40.22	16.09		
对村庄的依恋程度	频数(次)	10	46	97	393	461	4.24	
	频率(%)	0.99	4.57	9.63	39.03	45.78		

注:表中均值即各维度的算术平均数,进一步地,对各维度的算术平均数求均值,得村庄归属感。

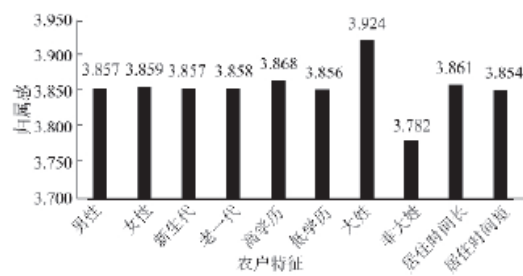


图 2 分个体特质的样本农户村庄归属感现状

3.2 村庄归属感对农户环境治理行为的影响

表 6 为村庄归属感对农户环境治理行为的模型估计结果。其中,方程 1 为控制变量的回归结果,方程 2 的解释变量为主人翁意识、对村庄的认同感、对村庄的喜爱程度、对村庄事务的关心程度和对村庄的依恋程度,方程 3 的解释变量为村庄归属感。总体来看,模型中各变量的系数符号基本一致,显著性水平也未发生变化,Waldchi²值在 1%检验水平显著,表明模型拟合效果较好。

由表 6 中方程 2 的结果可知,表征村庄归属感的 5 个具体指标:主人翁意识、对村庄的认同感、对村庄的喜爱程度、对村庄事务的关心程度以及对村庄的依恋程度均通过了显著性检验,且系数为正;方程 3 的结果也显示,村庄归属感在 1%的置信水平上显著,且系数为正,表明村庄归属感对农户环境治理行为具有积极作用,即村庄归属感能够推动农户参与村域环境治理。

(1)主人翁意识在方程 2 中 5%的置信水平上显著且系数为正,表明主人翁意识显著正向影响农户环境治理行为。农户作为村庄环境治理的微观主体,其主人翁意识越强,意味着农户越愿意为村庄的良好运行负责,认识并承担其在保护及改善农村生态环境中的责任与义务,进而自主地参与村域环境治理。

(2)对村庄的认同感在方程 2 中 1%的置信水平上显著且系数为正,表明农户对村庄的认同感显著正向影响环境治理行为。认同感是归属感形成的前提,农户对村子的认同感越高,表明农户从心理上将自己视作村庄的一份子^[32],对共同利益的认知越多,对村庄的长远发展越重视^[16],从而越可能积极参与村域环境治理。

表 6 Ordered Logit 模型估计结果

农户环境治理行为	方程 1	方程 2	方程 3
主人翁意识		0.487** (0.172)	
对村庄的认同感		0.325*** (0.092)	
对村庄的喜爱程度		0.169** (0.062)	
对村庄事务的关心程度		0.322** (0.104)	
对村庄的依恋程度		0.346** (0.114)	
村庄归属感			0.577*** (0.168)
性别	-0.499* (0.195)	-0.637** (0.207)	-0.459* (0.195)
年龄	0.028* (0.011)	0.029** (0.011)	0.026* (0.012)
文化程度	0.096*** (0.024)	0.088*** (0.025)	0.100*** (0.025)
居住时长	0.022** (0.007)	0.016* (0.006)	0.022** (0.007)
大姓身份	0.790*** (0.179)	0.848*** (0.184)	0.788*** (0.181)
家庭人口数量	-0.015 (0.049)	0.007 (0.049)	-0.006 (0.049)
家庭总收入	0.006 (0.011)	0.007 (0.012)	0.003 (0.011)
家里是否有村干部或党员	0.146 (0.190)	0.018 (0.192)	0.136 (0.191)
环境治理行为成本	0.178 (0.124)	0.211 (0.138)	0.207 (0.145)
环境治理行为心理效益	0.317* (0.128)	0.070 (0.136)	0.215 (0.168)
地区虚拟变量	已控制		
Waldchi2	89.23***	163.81***	99.38***
PseudoR2	0.091	0.144	0.102

注:*,**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著,括号内为稳健标准误。

(3)对村庄的喜爱程度在方程2中5%的置信水平上显著且系数为正,表明农户对村庄的喜爱程度显著正向影响环境治理行为。所谓“爱屋及乌”,农户对村庄的喜爱程度越深,对村子的生态环境也会更加爱护与珍惜,出现污染村庄环境行为的概率越低,参与村域环境治理的可能性就越高。

(4)对村庄事务的关心程度在方程2中5%的置信水平上显著且系数为正,表明农户对村庄事务的关心程度显著正向影响环境治理行为。农户越关心村庄事务,表明其社会参与程度越高,越会踊跃地参加农村公共事务,因此,在村域环境治理等集体行动中,该类农户也将表现出较高的积极性与主动性^[1]。

(5)对村庄的依恋程度在方程2中5%的置信水平上显著且系数为正,表明农户对村庄的依恋程度显著正向影响环境治理行为。农户对村庄的依恋程度越高,意味着农户拥有对村庄的长期期待,愿意长久地生活在村子^[32],因此,为了获得更加舒适、优美的居住环境,该类农户会主动参与村域环境治理,自觉地爱护与改善农村生态环境环境。

(6)性别、年龄、文化程度、居住时长以及大姓身份通过了显著性检验。其中,性别在方程2中5%的置信水平上显著且系数为负,表明女性农户参与治理的概率更高;这与预期不符,可能的原因在于,在“男工女耕”的背景下,大量男性农户外出务工,环境治理项目缺乏可供利用的男性劳动力^[33],而女性农户因长期滞留在村庄,有更多的机会接触并参与农村公共事务,自然成为环境治理的主要参与者,加之女性农户更加在意生活细节、追求品质生活,因而其改善村庄环境的动机也更为强烈。年龄在方程2中5%的置信水平上显著且系数为正,表明年龄越大的农户参与治理的概率更高;因年龄大的农户往往留守在村,更熟悉村庄生态环境和公共事务,此外,村域环境的优劣直接影响其生活舒适度与满意度,因此,年龄大的农户越可能参与村域环境治理,以改善并提升其生活品质。文化程度在方程2中1%的置信水平上显著且系数为正,表明文化程度越高的农户参与治理的概率更高,这与史恒通等^[1]的研究结论类似;农户的文化程度越高,越容易接受先进的观点与做法,对村域环境治理的重要作用的认知与了解水平也越高,因而越可能参与村域环境治理。居住时长在方程2中10%的置信水平上显著且系数为正,表明居住时间越长的农户参与治理的概率更高;农户在村庄的居住时间越久,意味着其受到周围环境影响的可能性越大,对村域环境的变化会更加关心和重视,从而更容易参与村域环境治理等集体行动。大姓身份在方程2中1%的置信水平上显著且系数为正,表明大姓农户参与治理的概率更高;若农户在村中属于大姓,表明其在村中的家族势力较大,社会网络水平更高^[34],更容易获得并分享农村生态环境治理的信息资源^[1],从而参与村域环境治理等集体行动的可能性更高。

3.3 农户个体特质的影响

一般认为,个体的行为模式受个体特征影响^[35],因此,农户环境治理行为在一定程度上可能受农户的特征倾向影响。表7显示了农户个体特质(性别、年龄、文化程度、居住时长与大姓身份)对村庄归属感与环境治理行为关系的影响。

表7 农户个体特质对村庄归属感与环境治理行为的影响

农户环境治理行为	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5
村庄归属感	0.675*** (0.172)	0.380* (0.171)	0.380* (0.178)	0.535** (0.170)	0.708*** (0.174)
村庄归属感×性别	-0.152** (0.050)				
村庄归属感×年龄		0.010*** (0.002)			
村庄归属感×文化程度			0.040*** (0.009)		
村庄归属感×居住时长				0.005** (0.002)	
村庄归属感×大姓身份					0.158** (0.051)

性别	-0.445* (0.197)	-0.430* (0.201)	-0.429* (0.195)	-0.440* (0.192)	-0.448* (0.197)
年龄	0.030** (0.012)	0.024* (0.012)	0.027* (0.012)	0.011 (0.012)	0.029* (0.012)
文化程度	0.127*** (0.027)	0.102*** (0.024)	-0.030 (0.036)	0.092*** (0.025)	0.126*** (0.027)
居住时长	0.028*** (0.007)	0.008 (0.007)	0.020** (0.007)	0.018* (0.007)	0.028*** (0.007)
大姓身份	0.822*** (0.179)	0.826*** (0.179)	0.757*** (0.183)	0.655*** (0.185)	0.823*** (0.179)
家庭人口数量	-0.012 (0.050)	0.007 (0.049)	0.000 (0.050)	0.000 (0.049)	-0.014 (0.049)
家庭总收入	0.007 (0.012)	0.001 (0.009)	0.002 (0.011)	0.000 (0.010)	0.007 (0.012)
家里是否有村干部或党员	0.106 (0.190)	0.099 (0.188)	0.151 (0.191)	0.124 (0.195)	0.096 (0.191)
环境治理行为成本	0.217 (0.155)	0.173 (0.106)	0.209 (0.147)	0.203 (0.131)	0.221 (0.149)
环境治理行为心理效益	0.187 (0.127)	0.179 (0.129)	0.188 (0.128)	0.203 (0.127)	0.204 (0.127)
地区虚拟变量	已控制				
Waldchi2	104.35***	115.18***	121.64***	106.69***	103.68***
PseudoR2	0.110	0.123	0.114	0.109	0.110

注: *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著, 括号内为稳健标准误。

由表 7 可知, 村庄归属感的估计系数都显著为正, 说明当农户为女性、年老、高学历、居住时间长以及大姓时, 村庄归属感对其参与环境治理行为具有积极的推动作用; 交互项的估计系数说明, 女性农户相对于男性农户、年老农户相对于年轻农户、高学历农户相对于低学历农户、居住时间长农户相当于居住时间短农户以及大姓农户相对于非大姓农户, 村庄归属感对其环境治理行为的作用更大。需要指出的是, 各方程中村庄归属感与交互项的系数之和都大于 0, 这说明农户的性别、年龄、文化程度、居住时长和大姓身份对村庄归属感与农户环境治理行为的关系具有正向调节作用, 即不论何种特征下, 农户的村庄归属感都会促进其环境治理行为。

(1) 性别。

较之于男性农户, 女性农户在情感上更为敏感、恋家情结也更为明显^[36]。加上受传统“男主外、女主内”的社会分工思想影响, 女性农户在照顾老人、小孩等家庭方面承担更多的责任^[25], 使得女性农户普遍待在村里的时间较多, 同村庄人事物的了解与交往的机会越多, 从而更容易产生归属感, 参与到村域环境治理等集体行动中。

(2) 年龄。

相对于年轻农户, 年老农户因长期接受“叶落归根”“离土不离乡”“安土重迁”等价值观念的熏陶, 对于村庄有更为深厚的感情, 即便外出务工, 也依然渴望回乡, 而年轻农户因较早地进城务工, 思想观念和行为习惯日趋城市化, 对村庄的情感认同程度较弱^[37]; 因此, 年龄越大的农户对村庄的归属感越强, 越愿意付出较多努力、参与村域环境治理。

(3)文化程度。

高学历农户更容易接受和理解“保护环境”、“绿水青山就是金山银山”、“可持续发展”等理念,对农村环境污染的后果认识得更为透彻与清晰,环境保护意识更高^[38];此外,受“饮水思源”、“造福桑梓”等传统思想的熏陶,高学历农户更加具备建设村庄的热情与能力,因此,会更为积极地参与村域环境治理等村庄公共事务。

(4)居住时长。

随着居住时间的增加,农户同村庄及其他农户的交往与接触越深入^[28,39],由此形成的社会网络更广泛、社会关系越密切,不仅有利于农户产生较强的归属感,更有助于加强农户之间的沟通便捷性,降低参与环境治理决策的交易成本^[40],从而进一步参与村域环境治理。

(5)大姓身份。

在传统农村社会中,因同姓聚居的情况较为普遍^[41]，“同姓一家亲”，因此,与非大姓农户相比,大姓农户同村子及其他农户的血缘关联更强,更容易享受到来自同性家族的精神上的关怀与经济上的照顾,从而产生较高的情感归属与心理认同,进而参与村域环境治理等实践活动中。

3.4 稳健性检验

考虑到微观调研时,农户可能策略性“低报”或礼貌性“高报”其真实想法,从而使得调查样本出现首尾奇异值,为了消除特异值对回归结果的不利影响,本文运用 winsorize 方法对样本上下 5%的特异值进行平滑处理后重新回归^[42]。表 8 为稳健性检验结果,不难发现,平滑样本奇异值的回归所得结果与全部样本回归相似,表明本文的回归结果是基本稳健的。

表 8 稳健性检验

农户环境治理行为	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6	方程 7
主人翁意识	0.555*** (0.168)						
对村庄的认同感	0.335*** (0.092)						
对村庄的喜爱程度	0.165** (0.063)						
对村庄事务的关心程度	0.355*** (0.106)						
对村庄的依恋程度	0.340** (0.123)						
村庄归属		0.623*** (0.170)	0.730*** (0.175)	0.436* (0.173)	0.419* (0.180)	0.705*** (0.172)	0.762*** (0.176)

感							
村庄归属感×性别			-0.161** (0.051)				
村庄归属感×年龄				0.009*** (0.002)			
村庄归属感×文化程度					0.042*** (0.009)		
村庄归属感×居住时长						0.004** (0.002)	
村庄归属感×大姓身份							0.165** (0.052)
控制变量	已控制						
Waldchi2	209.05***	160.56***	165.80***	181.08***	189.50***	172.24***	167.01***
PseudoR2	0.156	0.113	0.121	0.130	0.126	0.125	0.122

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为稳健标准误。

4 结论与启示

4.1 研究结论

区别于已有文献，本文利用湖北省 1007 份农户调研数据，构建 Ordered Logit 模型，将村庄归属感视为农户环境治理行为的关键影响因素展开专门分析，结果发现：

- (1) 样本农户普遍参与了环境治理行为(98.42%)，68.82%农户至少参与了 1 种环境治理行为，但参与 2 种或以上环境治理行为的农户仅占 29.60%，参与程度尚待进一步提高。
- (2) 样本农户的村庄归属感普遍较高，均值达 3.86，但仍有进一步提升的空间。其中，主人翁意识均值最高，为 4.35，其次是对村庄的依恋程度，为 4.24，之后依次为对村庄的认同感(3.70)、对村庄事务的关心程度(3.55)，对村庄的喜爱程度最低，为 3.45。
- (3) 村庄归属感对农户环境治理行为具有显著的促进作用，农户的主人翁意识越强、对村庄的认同感越高、对村庄的喜爱程度越深、对村庄事务越关心、对村庄的依恋程度越高，其参与村域环境治理的概率越高。
- (4) 农户个体特质(性别、年龄、文化程度、居住时长和大姓身份)能够调节村庄归属感对农户环境治理行为的影响，当农户为女性、年老、高学历、居住时间长以及大姓时，村庄归属感对其环境治理行为的作用更大。

4.2 启示

本文研究有助于探寻经济、社会和制度因素之外,农村环境治理乃至乡村集体行动的另一种内生力量来源,揭示归属感作为一种内在的激励机制^[43],促成农户环境治理行为的缘由和路径。因此,通过培育与强化农户的村庄归属感,推进农户参与农村环境治理,不失为经济、社会与制度手段以外的一项有益补充。具体可从如下几个方面入手:

(1)加强农村文化建设;通过构建老年协会等活动小组,组织文艺汇演等群众性文娱活动,增进农户之间的互动交流,构建氛围和谐的村庄,从而增强农户对村庄的喜爱与依恋之情,推动农户参与村域环境治理。

(2)加强农村社区服务建设;通过兴建公园广场、阅览室等服务设施,为农户提供必要的设备、资讯和培训等工具支持,从而提高农户对农村组织的认可程度,激发农户参与环境治理的积极性。

(3)强化农户的主人翁意识;鼓励农户参与村委会选举,引导农户积极表达其利益诉求,同时,优化村务信息公开和传播方式,推广电子村务和网络参政形式,从而提升农户的村务参与意识,引导农户参与包括村域环境治理在内的村庄建设发展事务中。

(4)加强农村基础教育;通过开展讲座、培训等方式,引导农户充分认识村域环境治理对其生活生产的重要性,提高农户参与环境治理的自觉性和积极性。

参考文献:

- [1] 史恒通, 睢党臣, 吴海霞, 等. 社会资本对农户参与流域生态治理行为的影响:以黑河流域为例[J]. 中国农村经济, 2018(1): 34-45.
- [2] 王学婷, 张俊飏, 何可, 等. 农村居民生活垃圾合作治理参与行为研究:基于心理感知和环境干预的分析[J]. 长江流域资源与环境, 2019, 28(2): 459-468.
- [3] 梁爽, 姜楠, 谷树忠. 城市水源地区农户环境保护支付意愿及其影响因素分析——以首都水源地密云为例[J]. 中国农村经济, 2005(2): 55-60.
- [4] 张童朝, 颜廷武, 何可, 等. 资本禀赋对农户绿色生产投资意愿的影响——以秸秆还田为例[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(8): 78-89.
- [5] 黄祖辉, 钟颖琦, 王晓莉. 不同政策对农户农药施用行为的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(8): 148-155.
- [6] WILLIAMSON D, LUNCH-WOOD G, RAMSAY J. Drivers of environmental behaviour in manufacturing SMEs and the implications for CSR[J]. Journal of Business Ethics, 2006, 67(3): 317-330.
- [7] 徐志刚, 张炯, 仇焕广. 声誉诉求对农户亲环境行为的影响研究——以家禽养殖户污染物处理方式选择为例[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(10): 44-52.
- [8] 何可, 张俊飏, 张露, 等. 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.

-
- [9]CHAVIS D M, WANDERSMAN A. Sense of community in the urban environment:A catalyst for participation and community development[J]. American Journal of Community Psychology, 1990, 18(1):55-81.
- [10]SHIMADA G. The role of social capital after disasters:An empirical study of Japan based on Time-Series-Cross-Section (TSCS) data from 1981 to 2012[J]. International Journal of Disaster Risk Reduction, 2015, 14: 388-394.
- [11]张宁, 张建平, 董宏纪, 等. 农村水利市场化管理困境中的利益相关者与组织激励——基于浙江省农村微观数据的实证检验[J]. 中国农村观察, 2016, (5):65-76.
- [12]杜文星, 黄贤金. 区域农户农地流转意愿差异及其驱动力研究——以上海市、南京市、泰州市、扬州市农户调查为例[J]. 资源科学, 2005, 27(6):90-94.
- [13]马彦丽, 施轶坤. 农户加入农民专业合作社的意愿、行为及其转化——基于 13 个合作社 340 个农户的实证研究[J]. 农业技术经济, 2012(6):101-108.
- [14]王丹秋, 廖成泉, 胡银根, 等. 微观福利视角下农户宅基地置换意愿及其驱动因素研究——基于湖北省 4 个典型村的实证分析[J]. 中国土地科学, 2015(11):40-47.
- [15]王亚华, 高瑞, 孟庆国. 中国农村公共事务治理的危机与响应[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 2016, 31(2):23-29, 195.
- [16]唐林, 罗小锋, 张俊飏. 社会监督、群体认同与农户生活垃圾集中处理行为——基于面子观念的中介和调节作用[J]. 中国农村观察, 2019, (2):18-33.
- [17]严奉宪, 杨雨佳, 姜艺. 社会资本对村委会农业减灾公共品供给职能影响研究——基于湖北省 700 户农户的调查数据[J]. 中国农业大学学报, 2017, 22(10):169-179.
- [18]LU L. Culture, self, and subjective well-being:cultural psychological and social change perspectives[J]. Psychologia, 2008, 51(4):290-303.
- [19]赵晓峰, 付少平. 通过组织的农村社区文化治理:何以可能, 何以可为——以农村老年人协会为考察对象[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2013(5):93-98.
- [20]王亮. 社区社会资本与社区归属感的形成[J]. 求实, 2006(9):48-50.
- [21]CHEN X P, WASTI S A, TRIANDIS H C .When does group norm or group identity predict cooperation in a public goods dilemma?The moderating effects of idiocentrism and allocentrism[J]. International Journal of Intercultural Relations, 2007, 31(2):259-276.
- [22]BERNARDO Hernández, ANA M. Martín, RUIZ C, et al. The role of place identity and place attachment in breaking environmental protection laws[J]. Journal of Environmental Psychology, 2010, 30(3):281-288.
- [23]VASKE J J, KOBRIN K C. Place attachment and environmentally responsible behavior[J]. Journal of Environmental

Education, 2001, 32(4):16-21.

[24]CARRUS, G., BONAIUTO, M., BONNES, M. Environmental concern, regional identity, and support for protected areas in Italy[J]. Environment and Behavior, 2005, 37(2):237-257.

[25]胡珺, 宋献中, 王红建. 非正式制度、家乡认同与企业环境治理[J]. 管理世界, 2017, (3):76-94, 187-188.

[26]杨志海. 老龄化、社会网络与农户绿色生产技术采纳行为——来自长江流域六省农户数据的验证[J]. 中国农村观察, 2018(4):44-58.

[27]许玲燕, 杜建国, 汪文丽. 农村水环境治理行动的演化博弈分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(5):17-26.

[28]KASARDA J D, JANOWITZ M. Community attachment in mass society[J]. American Sociological Review, 1974, 39(3):328-339.

[29]GERSON Kathleen. Attachment to place. in fischer claude S., networks and places[M]. The Free Press, 1977(42):371-382.

[30]单菁菁. 从社区归属感看中国城市社区建设[J]. 中国社会科学院研究生院学报, 2006, (6):125-131.

[31]何凌霄, 张忠根, 南永清, 等. 制度规则与干群关系:破解农村基础设施管护行动的困境——基于 IAD 框架的农户管护意愿研究[J]. 农业经济问题, 2017, 38(1):9-21, 110.

[32]吴晓燕. 从文化建设到社区认同:村改居社区的治理[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版), 2011, 50(5):9-15.

[33]杨玉静. 生态女性主义视角下的中国妇女与环境关系评析[J]. 妇女研究论丛, 2010(4):15-20.

[34]MATHIJS E. Social capital and farmers' willingness to adopt countryside stewardship schemes[J]. Outlook on Agriculture, 2011, 32(1):13-16.

[35]周业安, 连洪泉, 陈叶烽, 等. 社会角色、个体异质性和公共品自愿供给[J]. 经济研究, 2013, 48(1):123-136.

[36]DAILY, C. M, DALTON, D. R. Women in the boardroom:A business imperative[J]. Journal of Business Strategy, 2003, 24(5):8-19.

[37]徐细雄, 淦未宇. 组织支持契合、心理授权与雇员组织承诺:一个新生代农民工雇佣关系管理的理论框架——基于海底捞的案例研究[J]. 管理世界, 2011(12):131-147.

[38]CACIOPPE R, FORSTER N, FOX M. A survey of managers' perceptions of corporate ethics and social responsibility and actions that may affect companies' success[J]. Journal of Business Ethics, 2008, 82(3):681-700.

[39]SAMPSON R J. Local friendship ties and community attachment in mass society:A multilevel systemic model[J]. American Sociological Review, 1988, 53(5):766-779.

[40]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.

[41]职嘉男, 陈前恒. 姓氏与幸福[J]. 世界经济文汇, 2018(1):104-120.

[42]南永清, 臧旭恒, 蔡海亚. 社会网络影响了农村居民消费吗[J]. 山西财经大学学报, 2019, 41(3):1-15.

[43]MAYO E. The human problems of an industrial civilization[M]. New York:Macmillan, 1933.

注释:

1 资料来源:湖北省统计局:《湖北统计年鉴 2018》, 中国统计出版社, 2018 年。