

DOI: 10.19741/j.issn.1673-4831.2023.0972

彭元元, 郭锦墉, 王长旭, 等. 村庄公共性对农户参与人居环境整治的影响分析: 基于江西省调查数据 [J]. 生态与农村环境学报, 2024, 40(12): 1574–1584.

PENG Yuan-yuan, GUO Jin-yong, WANG Chang-xu, et al. The Impact of Village Publicness on Farmers' Participation in Improving the Living Environment: Evidence from Jiangxi Province Survey Data [J]. Journal of Ecology and Rural Environment, 2024, 40(12): 1574–1584.

村庄公共性对农户参与人居环境整治的影响分析: 基于江西省调查数据

彭元元¹, 郭锦墉^{1,2①}, 王长旭¹, 赖萍¹ (1. 江西农业大学经济管理学院, 江西南昌 330044; 2. 江西农业大学
乡村振兴战略研究院, 江西南昌 330044)

摘要: 改善农村人居环境是实现乡村振兴战略的重点任务, 激发农户参与人居环境整治的内生动力是形成长效人居环境管护机制的关键。基于江西省1045户农户微观调查数据, 采用二元Logit模型、PSM模型以及工具变量法, 分析村庄公共性、公共精神认同及公共规则认同对农户人居环境整治参与行为的影响。结果表明, 村庄公共性越高, 农户越会参与人居环境整治。相比较高的公共精神认同, 较高的公共规则认同对农户参与人居环境行为的促进作用更大。此外, 村庄公共性通过提高农户社会资本, 包括信任效应和互惠效应, 促进农户参与人居环境整治。异质性研究发现, 对村庄有文化中心和环境整洁认知高的农户而言, 提高村庄公共性能显著促进农户参与人居环境整治。从不同村庄类型来看, 对中青年人口密集型村庄和低收入村庄而言, 村庄公共性越高, 农户参与人居环境整治越积极。同时, 公共精神认同和公共规则认同对于不同类型村庄的影响存在差异。

关键词: 村庄公共性; 社会资本; 农村人居环境; 参与行为

中图分类号: F327; D422.6 **文献标志码:** A **文章编号:** 1673-4831(2024)12-1574-11

The Impact of Village Publicness on Farmers' Participation in Improving the Living Environment: Evidence from Jiangxi Province Survey Data. PENG Yuan-yuan¹, GUO Jin-yong^{1,2①}, WANG Chang-xu¹, LAI Pin¹ (1. School of Economics and Management, Jiangxi Agricultural University, Nanchang 330044, China; 2. Rural Revitalization Strategy Research Institute, Jiangxi Agricultural University, Nanchang 330044, China)

Abstract: Enhancing the rural living environment is a pivotal task in the implementation of the rural revitalization strategy, and stimulating the endogenous motivation of farmers to participate in the improvement of the living environment is the key to forming a sustainable mechanism for managing and safeguarding the living environment. Using micro survey data of 1045 households in Jiangxi Province, this study employs the binary Logit model, propensity score matching (PSM) model, and instrumental variable method to examine farmers' behavior of participating in the improvement of their living environment. The analysis is conducted from the perspectives of village publicness, public spiritual identity, and public rule identity. The results indicate that a greater degree of village publicness is positively associated with an increased likelihood of farmers participating in the improvement of the living environment. Compared to a higher public spiritual identity, a stronger public rule identity exerts a more substantial influence on farmers' participation in living environment activities. In addition, village publicness facilitates farmers' participation in environmental improvement by augmenting their social capital, which includes enhanced trust and reciprocity effects. Heterogeneity analysis reveals that for farmers residing in villages with cultural centers and high awareness of environmental cleanliness, enhancements in village public performance significantly promote their involvement in improving the living environment. From the perspective of different village types, in densely populated and low-income villages with a predominance of middle-aged and younger residents, a higher degree of village publicness is associated with increased farmer participation in environmental improvement efforts. Meanwhile, the

收稿日期: 2023-10-30

基金项目: 江西省青马工程项目(23ZXQM61)

① 通信作者 E-mail: jinyongguo@jxau.edu.cn

influence of public spiritual identity and public rule identity varies across different types of villages.

Key words: village publicness; social capital; rural living environment; participation behavior

农村人居环境整治作为村级公共治理的重要构成部分,有助于提高农村居民生活质量,推进和美丽乡村建设。2021 年发布的《农村人居环境整治提升五年行动方案(2021—2025 年)》进一步对农村厕所革命、生活污水治理、生活垃圾治理以及村容村貌等方面提出具体提升目标及措施。2023 年全国农村卫生厕所普及率超 73%,农村生活污水治理(管控)率达 40%以上,生活垃圾得到收运处理的行政村比例保持在 90%以上。然而,部分地方基层在推进农村人居环境整治进程中,替代农村居民成为农村人居环境整治的主体,将农村人居环境整治作为自上而下推动的政治任务,忽视了农民的主体性作用,导致农民在农村人居环境整治提升过程中缺少积极性、参与性不足^[1-2]。因此,探究如何提高农村居民参与人居环境整治的积极性和主动性,对加快实现生态宜居乡村建设有重要意义。

目前学界关于农村居民参与人居环境整治的研究可以归纳为以下两类:第一类是将农户参与人居环境整治的行为归纳到村庄环境治理中,研究农户生活环境和生产环境下的参与行为。村庄归属感会促进农户参与村庄环境治理^[3]。同时,农户的内部人身份认知、经济资本、人力资本及社会资本也对农户参与村庄环境治理有正向促进作用^[4-5]。第二类是分析农户对于农村厕所改革、生活垃圾治理、生活污水处理等生活环境治理行为的参与情况。农民参与人居环境治理行动是环境意识和社会示范的内部和外部作用的结果^[6]。已有研究表明,村级环境整治措施、开展乡村旅游、资金补助和管护等政策性工具显著促进农户参与冲水式卫生厕所改造,减少生活污水和固体垃圾随处排放^[7-9]。

部分学者关注到村庄公共性在农村人居环境整治过程中的重要作用。随着乡村振兴战略的全面实施,乡村文化振兴强化了村庄共同意识,并对村庄公共性的构建起到重塑和再造作用^[10-11]。贺雪峰^[12]认为,村庄公共性是农民群众的主体性体现,通过村庄内在组织能够激发农户对村庄公共事业的建设需要,比如村庄环境建设。冯川^[13]研究表明,村庄公共性是激发社会动员的可持续推动力,有利于将农户从环境治理的对象转变为环境治理主体。朱云^[14]进一步研究发现,村庄公共性构建能够激活农村群众的参与主体性,实现村庄人居环境整治的高效益治理。国外较少从农村社会的公共

性视角研究,但国外学者关于社区公共性对社区成员行为的影响基本形成一致观点。DRYZIN-AMIT 等^[15]研究发现,感知公共性对员工跨部门行为和绩效有正向影响。CHOI 等^[16]基于韩国数据的研究表明,公共性与民主决策呈正相关,员工对组织公共性的认知在实现公共性方面发挥着重要作用。

已有研究对村庄公共性与农户人居环境整治参与行为的关系进行了讨论,但仍存在一些不足:第一,在研究视角上,现有研究聚焦具体的某个村庄案例,较少使用样本量较大的农户微观调研数据;第二,在研究方法上,少数学者对村庄公共性与农户人居环境整治参与行为进行实证分析,但作用机制研究不足,并且忽视内生性问题的影响;第三,从研究内容上看,对于不同农户和村庄类型的异质性分析存在不足。基于此,笔者使用 2022 年 1 月江西省 1 045 户农户数据,运用二元 Logit 模型分析村庄公共性对农户人居环境整治参与行为的影响,并采用工具变量解决村庄公共性和农户人居环境整治参与行为之间的内生性问题。进一步从社会资本层面,包括信任和互惠 2 个方面,分析村庄公共性对农户人居环境整治参与行为的作用机制。最后,分析不同情境下村庄公共性的影响差异,以期为农村人居环境整治的长效管护机制提供政策建议。

1 理论分析与研究假说

村庄公共性是指在村庄中形成的、建立在村庄社会结构基础之上的、对生活于其中的个体的行为具有规范和约束作用的一套规则和文化认同^[17]。MOULTON^[18]将“公共性”理论与公共价值观相结合,认为管理公共性是需要关注调节、联想和文化认知公共价值观的综合效应。张良^[19]将村庄公共性从内在表现划分为村庄公共规则认同和公共精神认同。公共精神认同是指村民对助人精神与利他主义的认同。公共规则认同是指村民对村庄内有效规约村民行为的规则认同。村庄公共性是乡村振兴过程中发挥农村基层治理功能的关键,公共性强化了农民的集体认同感,基层治理能够有效组织和动员农民参与公共事务。由于农村人居环境具有外部性且是公共物品,为避免“搭便车问题”,降低监管成本,需要激发基层组织内生动员能力来保障农民主体性作用^[20]。根据公众参与理论,公众参与环境治理会受到集体能力的影响^[21-22]。农村

集体文化认同有利于农户的环境保护行为,降低治理成本,促进集体行动的达成^[23]。村庄公共性是乡村社会秩序的基础,在公共性较高的村庄中,乡村内生性文化资源的构建可以提升集体情感,发挥社会德治作用,激发农户内生动员^[24]。农户与农户之间形成的稳定且具有一致性的规则制度和文化认同会促进农户集体参与环境治理。基于此,提出研究假说 H1:村庄公共性的提高对农户人居环境整治参与行为有显著促进作用。

从集体的角度来看,农户通过投资群体关系来建构社会资本以满足经济、信息等资源的需要。农户对村庄公共性的认同越高,其遵守共同规则的行为概率越高,农户社会资本累积逐渐扩大。公共性较高的村庄能够增强农户的公益情怀与利他主义,提高村民之间的信任、归属感和村庄凝聚力,提高农户的社会资本^[25]。随着农户社会资本累积,农户参与环境治理的行为也会逐渐提高^[26]。从信任方面来看,农户与农户之间的信任会增强其社会互动,增加合作的概率,使农户更愿意参与到人居环境的治理中。从互惠方面来看,农户与村干部之间可以形成互惠的共生动力机制,良好的干群关系不仅可以减少村干部与农户间的信息不对称,而且可以促进农户参与人居环境整治,走出环境治理的集体行动困境。基于此,提出以下研究假说 H2:提高村庄公共性,可以增强农户的社会资本,进而通过信任效应和互惠效应促进农户参与人居环境整治(图 1)。

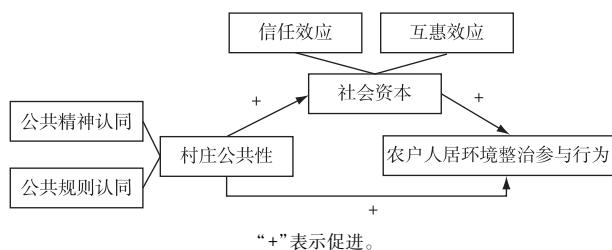


图 1 村庄公共性促进农户参与人居环境治理的分析框架

Fig. 1 Analysis framework of promoting farmers' participation in improving rural living environment through village publicness

2 数据来源与模型设定

2.1 数据来源

研究所用数据源自江西农业大学乡村振兴战略研究院 2022 年 1 月对江西省农户的问卷调查。此次调研由江西省乡村振兴战略研究院与北京大

学中国农业政策研究中心共同开展,调研内容涉及农户基本信息、农业生产、生活治理、乡风文明及生活富裕等方面。此次调研基于江西省 11 个地级市,按照分层随机抽样,根据县级人均 GDP 分为好、中、差 3 类后随机抽取 12 个县(市、区)(奉新县、芦溪县、永新县、万安县、大余县、新建区、彭泽县、浮梁县、玉山县、进贤县、资溪县和瑞金市),每个县(市、区)根据人均工业产值分为好、中、差 3 类后随机抽取 3 个镇,每个镇按照经济发展水平高、中、低随机抽取 3 个行政村,每个行政村按等距步长和村小组(自然村)分布情况三等分后随机抽取 10 个农户家庭调查,共获得 108 个样本村及 1 080 个样本户数据,样本数据准确、有效且具有代表性。通过筛选、删除缺失值等数据处理,最终获得样本数 1 045 份。

江西省是我国重要的农民工输出省份,同时也是我国人口流出大省。第七次全国人口普查结果显示,全省常住人口总数为 4 518.86 万,跨省流出人口 633.97 万,与 2010 年相比增加 55.23 万人。农村人口流出弱化了农民工和村庄留守居民的村庄共同体意识,造成村庄内部公共性的解构。而随着乡村振兴的推进,江西省出台了《关于制定完善村规民约(居民公约)的实施方案》,以提升农村基层治理和乡风文明。此外,江西省农村人居环境整治效果明显。截至 2021 年底,江西省累计完成 4 149 个行政村的环境综合整治,建成农村生活污水处理设施 6 285 座,全省农村卫生厕所普及率达 82.8%,农村人居环境持续改善。截至 2022 年 11 月 3 日,江西省推动农村面貌呈现新变化,打造美丽宜居乡镇 623 个、美丽宜居村庄 7 027 个、美丽宜居庭院 81 万余个。

2.2 变量选取

2.2.1 被解释变量

借鉴闵师等^[7]和李冬青等^[8]的研究,对农户人居环境整治参与行为进行界定,对于厕所改造、生活污水处理、生活垃圾处理以及村容村貌整治 4 项内容,农户至少参与 1 项则赋值为 1,反之赋值为 0。厕所改造通过受访者对问题“您家是否进行过厕所改造?”的回答来度量。生活垃圾处理根据受访者对问题“您是否分类投放生活垃圾?”的回答度量。生活污水处理则用“您家生活污水是否排到公共排污管网或自家排污处理设施?”的回答衡量。村容村貌提升通过“您家庭院是否种树或养花草?”的回答度量。根据《江西省农村人居环境整治三年行动实施方案》中对美化村庄环境的要求,农户庭院绿化是重要内容之一。庭院是江西省农村乃至全国

农村的重要生活场所,是构成村容村貌的主要部分。调研样本数据显示,自 2020 年以来,有厕所改造的农户占比为 17.99%,生活污水排放到公共排污管网和有自家排水设备的农户占比达 66.7%,18.85% 的农户参与了垃圾分类,而超过 40% 的农户整治自家庭院、种树或种花。由此可见,当前农户参与农村人居环境整治情况仍有较大提升空间。

2.2.2 核心解释变量

参考李永萍^[17] 和张良^[19] 的研究,用公共精神认同和公共规则认同衡量村庄公共性。对于村庄公共性操作化,有公共精神认同和公共规则认同赋值为 2,有公共精神认同或公共规则认同赋值为 1,2 种均没有则赋值为 0。公共精神认同指标用问卷中“您认为村里助人为乐的人数多不多?”的回答衡量,将一般及以上赋值为 1,较少和非常少赋值为 0。村庄公共精神体现在农户为维护村庄长期利益而展现出来的关心他人和乐于助人的美德。因此,采用农户主观评价村庄乐于助人行为现状这一指标。

公共规则认同用问卷中“您认为村规民约治理效果如何?”的回答衡量,将一般及以上赋值为 1,不好及很不好赋值为 0。村规民约是村庄中公共规则的重要内容之一,对农户的生活生产行为起约束激励作用。若村规民约没有发挥作用,则说明村民对村规民约缺乏认同。

2.2.3 中介变量

中介变量是社会资本。社会资本由社会网络、信任、互惠、合作等基本要素构成,社会资本对于社会和经济的发展都有重要影响^[27]。选用他人信任和干群关系衡量社会资本的信任和互惠程度。他人信任用问卷中“您在多大程度上信任周围的人?”的回答衡量。干群关系用问卷中“您对村干部的总体评价”的回答衡量。

2.2.4 控制变量

根据李芬妮等^[3] 和贾亚娟等^[28] 的研究,将农户户主的个体特征、家庭特征以及村庄特征变量纳入实证模型检验。变量定义与描述性统计见表 1。

表 1 变量定义与描述性统计

Table 1 Variable definition and descriptive statistics

| 变量名称 | 变量含义与赋值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------------|---|--------|--------|-----|-----|
| 农户人居环境整治参与行为 | 农户参与厕所改造、生活污水处理、生活垃圾处理以及村容村貌整治 4 项内容,至少参与 1 项 = 1,未参与 = 0 | 0.678 | 0.467 | 0 | 1 |
| 村庄公共性 | 有公共精神认同和公共规则认同 = 2,有公共精神认同或公共规则认同 = 1,其他 = 0 | 1.128 | 0.758 | 0 | 2 |
| 公共精神认同 | 认为村里助人为乐的人数多不多? 一般及以上 = 1,较少及很少 = 0 | 0.610 | 0.487 | 0 | 1 |
| 公共规则认同 | 您认为村规民约治理效果如何? 一般及以上 = 1,不好及很不好 = 0 | 0.517 | 0.500 | 0 | 1 |
| 他人信任 | 在多大程度上信任周围的人? 非常不信任 = 1,比较不信任 = 2,一般 = 3,比较信任 4,非常信任 = 5 | 3.970 | 0.715 | 1 | 5 |
| 干群关系 | 对村干部的总体评价(0~10 分) | 8.498 | 1.650 | 1 | 10 |
| 户主性别 | 男 = 1,女 = 0 | 0.946 | 0.225 | 0 | 1 |
| 年龄 | 岁 | 59.956 | 10.493 | 30 | 87 |
| 受教育程度 | 未上学 = 0,小学 = 1,初中 = 2,高中/职高/中专 = 3,大专及以上 = 4 | 1.593 | 0.796 | 0 | 4 |
| 村干部或党员 | 是否为村干部或党员? 是 = 1,否 = 0 | 0.293 | 0.455 | 0 | 1 |
| 健康水平 | 健康 = 1,不健康 = 0 | 0.900 | 0.299 | 0 | 1 |
| 家庭人口数 | 实际共同居住人数 | 4.421 | 2.008 | 1 | 12 |
| 村庄文化中心 | 村庄是否有文化站或文化服务中心? 是 = 1,否 = 0 | 0.670 | 0.458 | 0 | 1 |
| 村庄环境整治认知 | 您认为所在村庄整洁吗? 非常不整洁 = 1,比较不整洁 = 2,一般 = 3,比较整洁 = 4,非常整洁 = 5 | 4.167 | 0.729 | 1 | 5 |

2.3 模型设定

基准模型选用二元 Logit 模型。由于被解释变量农户人居环境整治参与行为是离散的,为二值选择变量,使用最小二乘法(OLS)难以准确估计。基于此,建立如下二元 Logit 模型:

$$Y_i = \beta X_i + \mu_i \quad (1)$$

式(1)中, Y_i 为被解释变量,取值为 0 或 1, $Y_i = 1$ 时表示农户参与农村人居环境整治, $Y_i = 0$ 时表示农户未参与农村人居环境整治,相应的概率为 P_1 和 P_0 ; X_i 为自变量; β 为待估参数; μ_i 为随机扰动项,服从 $B[0, P_1(1 - P_1)]$ 的二项分布。所以下式成立:

$$P_i(Y_i = 1) = P(Y_i^* > 0) = P(\mu_i^* > -\beta X_i) = 1 - F(-\beta X_i) \quad (2)$$

二项分布的概率分布函数为

$$F(t) = 1/(1 + e^{-t}) \quad (3)$$

$F(t)$ 取值范围为 $[0, 1]$, 将式(1)~(2)代入式(3)得:

$$P_1 = 1 - 1/(1 + e^{\beta X_i}), \quad (4)$$

$$\frac{P_1}{1 - P_1} = \frac{P_1}{P_0} = e^{\beta X_i}. \quad (5)$$

式(5)中, $\frac{P_1}{P_0}$ 为胜算比。对上式两边取对数得到

Logit 模型:

$$\lg\left(\frac{P_1}{P_0}\right) = \beta X_i. \quad (6)$$

农户农村人居环境整治参与行为的选择模型为

$$P_1(Y_i = 1 | \beta X_i). \quad (7)$$

式(7)中, X_i 为村庄公共性、农户的个体家庭特征以及村庄特征。

3 实证检验结果

3.1 基准回归结果

基准回归结果如表 2 所示。表 2 中的二元 Logit 模型边际效应估计结果显示, 村庄公共性对农户参与农村人居环境整治有显著正向影响, 且村庄公共性提高 1%, 农户参与人居环境整治行为概率将提高 8.8%。公共精神认同和公共规则认同对农

户人居环境整治参与也有显著正向促进作用, 边际效应系数分别为 0.069 和 0.106, 说明公共规则认同对农户人居环境整治参与行为的影响大于公共精神认同。这可能是因为乡村的公共规则是明确需要遵守的社会秩序。公共规则是农户在悠久的乡土社会中发展出的能够有效规约村民行为的基本规则和道德约束, 可从村庄的集体利益出发激励和约束农户行为。而农村的公共精神是具有文明意识形态的隐形内涵, 会受到人口流动性加剧的影响而被削弱。

3.2 内生性检验

该研究中的自变量和因变量之间可能存在反向因果关系, 即农户参与人居环境整治反过来提高村庄公共性。为缓解反向因果和遗漏变量导致的内生性偏误, 采用工具变量法进行 IV-Probit 回归。参考刘霁瑶等^[29]构建工具变量的方法, 选取村庄是否有公共健身设施作为工具变量。村庄公共健身设施是村庄必要的公共空间建设, 村庄公共健身设施的供给为村民之间的社会互动提供了场所, 为建立公共精神和传播公共规则提供了有利条件, 村庄公共健身设施与村庄公共性有相关性。此外, 农户参与农村人居环境整治行为具有公共性、社会性和外部性等特征, 受“理性人”和非正式约束较大, 并不会受到公共健身设施的影响, 满足外生性原则。工具变量法的回归结果见表 3。

表 2 基准回归结果

Table 2 Results of benchmark regression

| 变量名称 | 二元 Logit 模型的边际效应估计结果 | | | |
|----------|----------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 村庄公共性 | 0.109 *** (0.018) | 0.088 *** (0.019) | 0.091 *** (0.029) | 0.069 ** (0.029) |
| 公共精神认同 | | | 0.126 *** (0.028) | 0.106 *** (0.029) |
| 公共规则认同 | | 0.053 (0.062) | | 0.053 (0.062) |
| 户主性别 | | -0.002 (0.001) | | -0.002 (0.001) |
| 年龄 | | -0.011 (0.019) | | -0.011 (0.019) |
| 受教育程度 | | 0.086 *** (0.033) | | 0.084 ** (0.033) |
| 村干部或党员 | | 0.009 (0.047) | | 0.010 (0.047) |
| 健康水平 | | -0.005 (0.007) | | -0.005 (0.007) |
| 家庭人口数 | | 0.066 ** (0.031) | | 0.064 (0.031) |
| 村庄文化中心 | | 0.040 ** (0.020) | | 0.042 ** (0.020) |
| 村庄环境整治认知 | | | | |
| R^2 | 0.026 | 0.041 | 0.022 | 0.041 |
| 观测值 | 1 045 | 1 045 | 1 045 | 1 045 |

*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平显著。括号外的数值为边际效应估计结果, 括号内的数值为标准误。(1) 和 (2) 分别是未加入控制变量和加入控制变量时, 村庄公共性对农户人居环境整治参与行为影响的估计结果; (3) 和 (4) 分别是未加入控制变量和加入控制变量时, 公共精神认同和公共规则认同对农户人居环境整治参与行为影响的估计结果。

第 1 阶段回归结果表明, 工具变量与潜在内生

变量在 1% 水平上显著正相关, 且第 1 阶段 F 值为

16.51, 大于 Cragg-Donald 统计量的临界值, 说明工具变量满足相关性条件且不存在弱工具变量问题。由第2阶段回归结果可知, 村庄公共性的系数方向和显著性水平与基准回归结果一致。此外, 卡方统计量 ($\text{Chi}^2 = 15.27$) 较大且在1%统计水平上显著,

说明工具变量与内生解释变量之间有较强相关性, 工具变量法是有效的。因此, 使用工具变量法处理内生性问题后, 村庄公共性对农户农村人居环境整治参与行为仍具有显著促进作用, 假说 H1 进一步得到验证。

表3 内生性检验结果

Table 3 Results of endogeneity tests

| 阶段 | 村庄公共性 | 村庄公共健身设施 | 控制变量 | 常数项 | F 值 | 观测值 | 统计值 |
|----------------------|----------------------|----------------------|------|--------------------|-------|-------|------------------------------|
| 第1阶段 (村庄公共性) | | 0.292 *** (0.057) | 已控制 | 0.420 * (0.243) | 16.51 | 1 045 | $R^2 = 0.126$ |
| 第2阶段 (农村人居环境整治参与) | 1.628 *** (0.452) | | 已控制 | -1.000 (0.624) | | 1 045 | $\text{Chi}^2 = 15.27^{***}$ |

*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平显著。括号外数值为系数, 括号内数值为标准误。

3.3 稳健性检验

3.3.1 减少样本量和替换被解释变量

农户参与人居环境整治行为受到年龄的制约, 年龄较大的农户因为身体原因, 缺乏参与农村人居环境整治的动力和能力。村民参与人居环境整治行为包括厕所改造、生活污水处理、生活垃圾处理以及村容村貌整治4项内容, 前文为方便估计将被解释变量衡量为二值选择变量。为检验估计结果的稳健性, 将被解释变量衡量为多值, 未参与赋值为0, 参与1项赋值为1, 参与2项赋值为2, 参与3项赋值为3, 参与4项赋值为4, 并运用有序 Probit 回归。基于以上分析, 分别剔除 70 岁以上农村老年人和替换被解释变量后, 检验基准回归结果的稳健性, 回归结果见表4。由表4可知, 在减少样本量后, 村庄公共性对农户参与农村人居环境整治的影响系数上升 (0.093), 大于全样本所得结果 (0.088)。说明村庄公共性对农户参与农村人居环境整治存在年龄的限制, 从全样本考虑会低估村庄公共性对农户参与人居环境整治的提升效应。此外, 在替换被解释变量后, 村庄公共性对农户人居环境整治参与行为仍具有显著正向影响, 且村庄公共性越高, 农户人居环境整治参与程度越高。因

此, 可认为村庄公共性的影响效应是稳健的。

表4 减少样本量和替换变量的稳健性检验

Table 4 Robustness test for sample size reduction and variable substitution

| 项目 | 村庄公共性 | 控制变量 | R^2 | 观测值 |
|---------|-------------------|------|-------|-------|
| 减少样本量 | 0.093 *** (0.021) | 已控制 | 0.048 | 864 |
| 替换被解释变量 | 0.235 *** (0.057) | 已控制 | 0.038 | 1 045 |

*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平显著。括号外数值为边际效应估计结果, 括号内数值为标准误。

3.3.2 倾向得分匹配法

为避免样本农户的自选择偏差影响, 采用倾向得分匹配法进行估计。将村庄公共性赋值为1和2的设置为处理组, 村庄公共性赋值为0的设置为对照组。图2为匹配前后的处理组和对照组的倾向得分概率密度图。由图2可知, 匹配后的处理组与对照组样本倾向得分的核密度函数相近, 匹配结果较好。由表5可知, 采用不同匹配方法估计村庄公共性对农户人居环境整治参与行为的影响, 结果具有一致性, 平均处理效应 (ATT) 均在 1% 水平显著。村庄公共性对农户人居环境整治参与行为有正向促进作用。

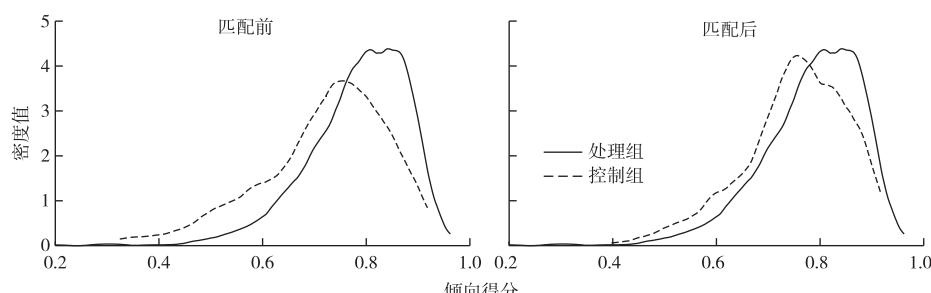


图2 概率密度图
Fig. 2 Probability density diagram

表 5 基于倾向得分匹配法的稳健性检验

Table 5 Robustness test results of propensity score matching method

| 匹配方法 | 处理组 | 控制组 | AAT 值 | t 值 | 观测值 |
|----------|-------|-------|-------|----------|-------|
| 未匹配 | 0.722 | 0.533 | 0.189 | 5.60 *** | 1 045 |
| 一对四匹配 | 0.720 | 0.556 | 0.164 | 3.80 *** | 1 045 |
| 半径匹配 | 0.720 | 0.552 | 0.168 | 4.06 *** | 1 045 |
| 核匹配 | 0.720 | 0.550 | 0.170 | 4.28 *** | 1 045 |
| 样条匹配 | 0.720 | 0.540 | 0.180 | 3.43 *** | 1 045 |
| 局部线性回归匹配 | 0.720 | 0.517 | 0.203 | 3.95 *** | 1 045 |

ATT 为平均处理效应。半径匹配的卡尺为 0.01。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平显著。

3.4 机制分析

3.4.1 信任效应

根据前文分析,村庄公共性通过社会资本的信任效应,促进农户参与农村人居环境整治。农户对村域内公共精神和规则的认同,会减少农户环境治理合作的信息不对称,使农户更容易信任其他农户,增强村庄凝聚力。这种信任可以激发农户参与公共事务的合作行为,提高集体行动力^[30],信任程度越高,农户越有可能参与人居环境整治^[31]。基于此,通过回归分析对此假说进行验证,结果见表 6。由表 6 可知,加入他人信任后,村庄公共性边际效应

由 0.351 下降为 0.079,他人信任在村庄公共性的影响效应中具有部分中介效应。此外,加入他人信任后,公共精神认同和公共规则认同的边际效应也出现下降趋势,说明他人信任在公共精神认同和公共规则认同的影响效应中也具有部分中介效应。

3.4.2 互惠效应

村庄公共性有助于增强农户维护村庄公共利益的动机,农户对村庄公共性越认同,农户就越有可能重视公共利益而非短期自我利益。互惠是把短期的利他主义和长期的自我利益结合起来的一种社会资本内容^[32]。互惠在农村中最重要的体现之一是干群关系,良好的干群关系有利于增强村干部的动员能力,提高政府与村民双方的合作,促进村民参与人居环境整治。通过回归分析对此假说进行验证,检验结果如表 7 所示。加入干群关系后,村庄公共性边际效应由 0.351 下降为 0.079,干群关系在村庄公共性的影响效应中具有部分中介效应。此外,加入干群关系后,公共精神认同和公共规则认同的边际效应也出现下降,干群关系在公共精神认同和公共规则认同的影响效应中也具有部分中介效应。

表 6 信任效应的机制检验结果

Table 6 Mechanism test results of trust effects

| 变量 | Oprobit 回归模型 (被解释变量:他人信任) | | | Logit 回归模型 (被解释变量:农户人居环境整治参与行为) | | |
|----------------|------------------------------|-------------------|-----------------|------------------------------------|------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 村庄公共性 | 0.351 *** (0.049) | | | 0.079 *** (0.019) | | |
| 公共精神认同 | | 0.711 *** (0.076) | | | 0.066 ** (0.030) | |
| 公共规则认同 | | | 0.119 * (0.071) | | | 0.111 *** (0.028) |
| 他人信任 | | | | 0.037 * (0.021) | 0.043 ** (0.021) | 0.052 *** (0.020) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| R ² | 0.060 | 0.077 | 0.038 | 0.043 | 0.034 | 0.042 |
| 观测值 | 1 045 | 1 045 | 1 045 | 1 045 | 1 045 | 1 045 |

*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平显著。Oprobit 模型括号外的数值为系数,括号内的数值为稳健标准误;Logit 模型括号外的数值为边际效应估计结果,括号内的数值为标准误。(1)~(3) 为分别检验加入村庄公共性、公共精神认同、公共规则认同对他人信任影响的估计结果;(4)~(6) 为在控制他人信任变量的条件下,分别检验加入村庄公共性、公共精神认同、公共规则认同对农户人居环境整治参与行为影响的估计结果。

3.5 差异性分析

3.5.1 基于村庄文化中心的差异性

村庄文化中心不仅是村庄公共性的实践场所,也为农户的文化生活提供交流空间,为农户与村庄认同的联结提供重要支持^[33]。调查显示,32.63% 的农村居民认为所在村庄没有文化中心,可见目前村庄文化中心的建设仍然落后。因此,按照有无村庄文化中心,将样本分为无文化中心和有文化中心

2 组进行分组回归,结果见表 8。由表 8 可知,村庄公共性对有村庄文化中心的农户参与人居环境整治的影响更大。从公共精神认同和公共规则认同来看,在没有文化中心的村庄,公共精神认同和公共规则认同对农户农村人居环境整治环境参与行为影响不显著。在有文化中心的村庄,公共精神认同和公共规则认同的影响效应均达显著水平,边际效应系数分别为 0.063 和 0.112。可能的原因是有

文化中心的村庄为农户交流提供场所, 更有可能通过宣传村庄环境治理措施、举办环境保护讲座和开展农户人居环境整治培训会等活动, 向农户普及环保意识和提升农户责任感, 有利于农户村庄公共性

认同的提高, 提升农户参与人居环境整治行为。同时, 村庄文化中心作为村民活动的公共空间, 可对村民公共精神传递和公共规则宣传提供支撑。

表 7 互惠效应的机制检验结果

Table 7 Mechanism test results of reciprocity effects

| 变量 | Oprobit 回归模型 (被解释变量: 干群关系) | | | Logit 回归模型 (被解释变量: 农户人居环境整治参与行为) | | |
|----------------|-------------------------------|------------------|-------------------|-------------------------------------|------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 村庄公共性 | 0.375 *** (0.047) | | | 0.079 *** (0.019) | | |
| 公共精神认同 | | 0.539 ** (0.071) | | | 0.069 ** (0.030) | |
| 公共规则认同 | | | 0.304 *** (0.069) | | | 0.106 *** (0.029) |
| 干群关系 | | | | 0.016 * (0.009) | 0.020 ** (0.009) | 0.020 ** (0.009) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| R ² | 0.048 | 0.046 | 0.035 | 0.043 | 0.035 | 0.041 |
| 观测值 | 1 045 | 1 045 | 1 045 | 1 045 | 1 045 | 1 045 |

*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平显著。Oprobit 模型括号外的数值为系数, 括号内的数值为稳健标准误; Logit 模型括号外的数值为边际效应估计结果, 括号内的数值为标准误。(1)~(3) 为分别检验加入村庄公共性、公共精神认同、公共规则认同对干群关系影响的估计结果; (4)~(6) 为在控制干群关系变量的条件下, 分别检验加入村庄公共性、公共精神认同、公共规则认同对农户人居环境整治参与行为影响的估计结果。

表 8 异质性检验结果

Table 8 Results of heterogeneity tests

| 变量 | 村庄无文化中心 | | 村庄有文化中心 | | 环境整洁认知低 | | 环境整洁认知高 | |
|----------------|---------------------|------------------|----------------------|----------------------|--------------------|------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 村庄公共性 | 0.086 ** (0.038) | | 0.089 *** (0.021) | | 0.093 * (0.052) | | 0.092 *** (0.020) | |
| 公共精神认同 | | 0.085 (0.055) | | 0.063 * (0.035) | | 0.058 (0.082) | | 0.078 ** (0.031) |
| 公共规则认同 | | 0.086 (0.056) | | 0.112 *** (0.033) | | 0.129 (0.083) | | 0.104 *** (0.030) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| R ² | 0.046 | 0.046 | 0.032 | 0.033 | 0.069 | 0.070 | 0.033 | 0.033 |
| 观测值 | 314 | 314 | 731 | 741 | 154 | 154 | 891 | 891 |

*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平显著。括号外的数值为边际效应估计结果, 括号内的数值为标准误。(1)~(4) 为分别检验加入村庄公共性、公共精神认同和公共规则认同, 对村庄没有文化中心和村庄有文化中心的农户人居环境整治参与行为影响的估计结果; (5)~(8) 为分别检验加入村庄公共性、公共精神认同、公共规则认同, 对环境整洁认知低和环境整洁认知高的农户人居环境整治参与行为影响的估计结果。

3.5.2 基于农户环境整洁认知的差异性

根据制度变迁理论, 农户环境认知会影响其个人的决策行为。当农户认为环境污染程度高时, 更容易被激发环境保护意识, 参与环境保护行为^[34]。因此, 将“您认为您们村庄整洁吗?”的回答为一般及以上赋值为 1, 较少和非常少赋值为 0。将样本分为环境整洁认知高和环境整洁认知低 2 组分别回归, 结果见表 8。从表 8 可知, 村庄公共性对环境整洁认知低和环境整洁认知高的农户参与人居环境整治均有促进作用。但是, 对环境整洁认知高的农户来说, 公共精神认同和公共规则认同的影响效应是显著正向促进的, 且公共规则认同的影响效应更

大。可能的原因在于在农村熟人社会中, 农户对村庄公共性的认同意味着农户会遵守村庄内的公共精神约定和公共规则, 作为理性人的农户会尽量避免因主观判断村庄整体环境质量下降行动所带来的经济成本损失。但当农户认为环境较为整洁时, 环境整治难度较小, 农户更能轻易地维护环境, 再加上村庄的文化和规则的约束和激励, 农户会更愿意参与环境整治。

3.5.3 基于村庄类型的差异性

为进一步探究不同村庄类型下村庄公共性对农户参与人居环境整治的影响, 从村庄人口和收入水平 2 个层面将村庄类型划分为老年人口密集型村

庄和青壮年人口密集型村庄、低收入村庄和高收入村庄。首先,根据村庄 65 岁及以上老年人口数占常住人口比重,将占比超过 50% 的村庄界定为老年人口密集型村庄,小于 50% 的村庄界定为中青年人口密集型村庄;其次,根据村庄人均纯收入,将高于平均值的村庄划分为高收入,低于平均值的村庄划分为低收入。表 9 显示,村庄公共性对老年人口密集型村庄的农户参与人居环境整治没有影响,但在中青年密集型村庄组别中村庄公共性的影响效应显著为正,说明村庄公共性对中青年人口密集型村庄的农户参与人居环境整治有明显促进效应。公共精神认同对老年人口密集型村庄的农户参与人居环境有显著促进作用,公共规则认同对中青年人口密集型村庄的农户参与人居环境整治有显著促进作用。可能的原因是老年人更加认同团结互助、社

区共建等价值观念,更容易认同公共精神。中青年群体可能更倾向于依靠制度来维护自身权益,因此更容易认同公共规则的重要性。

由表 9 还可知,村庄公共性对低收入村庄的农户参与人居环境整治具有显著正向影响,在高收入村庄中影响不显著。公共精神认同和公共规则认同对低收入村庄的农户参与人居环境有显著的促进作用,在高收入村庄中公共精神认同和公共规则认同没有显著影响。说明随着农村居民收入水平的提高,村庄公共性对农户参与人居环境整治的影响减弱。这可能是因为收入水平的提高导致农户分化加剧,不同收入阶层之间的利益差距扩大,削弱了村庄公共性的发挥,不同阶层的农村居民对环境整治的利益认知不同。

表 9 村庄类型的异质性检验结果

Table 9 Heterogeneity test results of village types

| 变量 | 老年人口密集型村庄 | | 中青年人口密集型村庄 | | 低收入村庄 | | 高收入村庄 | |
|----------------|------------------|--------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 村庄公共性 | 0.013 (0.039) | | 0.102 *** (0.022) | | 0.114 *** (0.023) | | 0.073 (0.053) | |
| 公共精神认同 | | 0.094 * (0.057) | | 0.056 (0.034) | | 0.111 *** (0.035) | | -0.005 (0.055) |
| 公共规则认同 | | -0.029 (0.054) | | 0.156 *** (0.033) | | 0.126 *** (0.034) | | 0.073 (0.053) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| R ² | 287 | 287 | 758 | 758 | 714 | 714 | 331 | 331 |
| 观测值 | 0.029 | 0.037 | 0.049 | 0.054 | 0.056 | 0.059 | 0.026 | 0.030 |

*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平显著。括号外的数值为边际效应估计结果,括号内的数值为标准误。(1)~(4) 为分别检验加入村庄公共性、公共精神认同和公共规则认同,对老年人口密集型村庄和中青年人口密集型村庄的农户人居环境整治参与行为影响的估计结果;(5)~(8) 为分别检验加入村庄公共性、公共精神认同、公共规则认同,对低收入村庄和高收入村庄的农户人居环境整治参与行为影响的估计结果。

4 结论与建议

4.1 研究结论

研究首先探讨了村庄公共性对农户参与农村人居环境整治的影响,进一步从公共精神和公共规则 2 个维度上分析农户人居环境整治参与行为;其次,分析社会资本在村庄公共性对农户参与人居环境整治的中介作用;最后,讨论不同情境下村庄公共性的影响效应。主要结论如下:第一,村庄公共性越高,农户越会参与人居环境整治,相比较高的公共精神认同,较高的公共规则认同对农户参与人居环境行为的促进作用更大;第二,村庄公共性通过提高农户社会资本,包括信任效应和互惠效应,促进农户参与人居环境整治;第三,异质性研究发现,对村庄有文化中心和农户环境整洁认知高的农

户而言,提高村庄公共性能显著促进农户参与人居环境整治。从不同村庄类型来看,对中青年人口密集型和低收入村庄而言,村庄公共性越高,农户参与人居环境整治越积极。同时,公共精神认同和公共规则认同对不同类型村庄的影响存在差异。

4.2 政策启示

首先,提升农村公共文化服务基础设施。在保障供水、供电、道路、网络等设施的基础上,优化公共空间,增加文化广场、公共休闲娱乐场所等,促进农户主动维护和改善人居环境。

其次,通过环境保护宣讲、清洁技能培训和开展整治行动等,增强农户之间的社会交往活动,增强彼此之间的信任程度,培养农户的环保意识和公共精神,利用正面激励和示范效应,激发更多农户参与环境整治的积极性。同时,结合村庄环境发展

需要,完善符合村民认同的村规民约以及道德伦理中的农村环境文化和环境治理制度,包括生活污水治理、垃圾分类、禁止乱倒废弃物等,明确农户的责任和义务,提升治理效率。

最后,除了在提升农户与人居环境联结意识的基础上提高农户对农村生活环境的关注度,发挥农户参与农村人居环境整治的主体作用外,还要根据不同村庄类型的特征,因地制宜增强村庄公共性,培育公共精神和强化公共规则意识,进而赋能基层自治。对老龄化程度高的村庄,积极发挥村庄公共精神引领作用,对中青年密集型和低收入村庄,完善公共规则,提升农户公共规则意识,发挥公共规则对环境治理的激励和约束作用。

参考文献:

- [1] ZHANG C, TAO R, YUE Z H, et al. Regional Competition, Rural Pollution Haven and Environmental Injustice in China [J]. Ecological Economics, 2023, 204: 107669.
- [2] LORD E. Theorizing Socio-environmental Reproduction in China's Countryside and Beyond [J]. Environment and Planning E: Nature and Space, 2021, 4(4): 1687–1702.
- [3] 李芬妮,张俊彪,何可,等.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[J].长江流域资源与环境,2020,29(4): 1027–1039. [LI Fen-ni, ZHANG Jun-biao, HE Ke, et al. Effect of Sense of Belonging on Farmers' Participation in Rural Environmental Governance: Based on the Survey Data of 1007 Farmers in Hubei Province [J]. Resources and Environment in the Yangtze Basin, 2020, 29(4): 1027–1039.]
- [4] 李芬妮,张俊彪,何可.资本禀赋、归属感对农户参与村域环境治理的影响[J].华中农业大学学报(社会科学版),2021(4): 100–107, 182–183. [LI Fen-ni, ZHANG Jun-biao, HE Ke. The Impact of Capital Endowment and Sense of Village Belonging on Farmers' Participation in Rural Environmental Governance [J]. Journal of Huazhong Agricultural University (Social Sciences Edition), 2021(4): 100–107, 182–183.]
- [5] 胡乃元,苏丫秋,朱玉春.内部人身份认知对村民参与村庄环境治理行为的影响:基于陕西、宁夏两省份数据的考察[J].中国农业大学学报,2022,27(9): 261–271. [HU Nai-yuan, SU Ya-qiu, ZHU Yu-chun. Impact of Insider Identity Cognition on Villagers' Participation in Village Environmental Governance: Investigation Based on the Data of Shaanxi and Ningxia [J]. Journal of China Agricultural University, 2022, 27(9): 261–271.]
- [6] MENG F, CHEN H, YU Z N, et al. What Drives Farmers to Participate in Rural Environmental Governance? Evidence from Villages in Sandu Town, Eastern China [J]. Sustainability, 2022, 14(6): 3394.
- [7] 闵师,王晓兵,侯玲玲,等.农户参与人居环境整治的因素:基于西南山区的调查数据[J].中国农村观察,2019(4): 94–110. [MIN Shi, WANG Xiao-bing, HOU Ling-ling, et al. The Determinants of Farmers' Participation in Rural Living Environment Improvement Programs: Evidence from Mountainous Areas in Southwest China [J]. China Rural Survey, 2019(4): 94–110.]
- [8] 李冬青,侯玲玲,闵师,等.农村人居环境整治效果评估:基于全国7省农户面板数据的实证研究[J].管理世界,2021,37(10): 182–195, 249–251. [LI Dong-qing, HOU Ling-ling, MIN Shi, et al. The Effects of Rural Living Environment Improvement Programs: Evidence from a Household Survey in 7 Provinces of China [J]. Journal of Management World, 2021, 37(10): 182–195, 249–251.]
- [9] AO Y B, ZHU H, WANG Y, et al. Identifying the Driving Factors of Rural Residents' Household Waste Classification Behavior: Evidence from Sichuan, China [J]. Resources, Conservation and Recycling, 2022, 180: 106159.
- [10] 严红.熟人社会、面子与村庄公共性再生产[J].华南农业大学学报(社会科学版),2023,22(4): 118–129. [YAN Hong. Acquaintance Society, Face and Village Publicity Reproduction [J]. Journal of South China Agricultural University (Social Science Edition), 2023, 22(4): 118–129.]
- [11] 李永萍.村庄公共性再造:乡村文化治理的实践逻辑:基于福建省晋江市S村移风易俗的实证分析[J].中国农业大学学报(社会科学版),2021,38(3): 72–82. [LI Yong-ping. Reconstruction of Village Publicity: The Practical Logic of Village Cultural Governance: Based on the Empirical Analysis of S Village in Jinjiang City, Fujian Province [J]. Journal of China Agricultural University (Social Sciences), 2021, 38(3): 72–82.]
- [12] 贺雪峰.乡村治理中的公共性与基层治理有效[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2023,76(1): 166–174. [HE Xue-feng. Public Character and Grassroots Governance in Effective Rural Governance [J]. Wuhan University Journal (Philosophy & Social Science), 2023, 76(1): 166–174.]
- [13] 冯川.嵌入村庄公共性:农村人居环境治理的实践逻辑:基于广西H县L镇清洁乡村的实证分析[J].中国农业大学学报(社会科学版),2021,38(6): 69–80. [FENG Chuan. Embedded in the Publicness of Village: The Practice Logic of Governance on Human Settlement Environment in Rural Areas: An Empirical Analysis Based on the Rural Clean Campaign in Town L of County H, Guangxi [J]. Journal of China Agricultural University (Social Sciences), 2021, 38(6): 69–80.]
- [14] 朱云.超越“二元博弈”:行政与自治均衡视角下农村人居环境整治研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2023(1): 165–173. [ZHU Yun. Transcending “Dual Game”: A Study on the Practice of Rural Human Settlement Environment Improvement from the Perspective of Balanced Administration and Autonomy [J]. Journal of Huazhong Agricultural University (Social Sciences Edition), 2023(1): 165–173.]
- [15] DRYZIN-AMIT Y, VASHDI D R, VIGODA-GADOT E. The Publicness Enigma: Can Perceived Publicness Predict Employees' Formal and Prosocial Behavior across Sectors? [J]. PLoS One, 2022, 17(2): e0262253.
- [16] CHOI D, BERRY F S. Can Infused Publicness Enhance Public Value Creation? Examining the Impact of Government Funding on the Performance of Social Enterprises in South Korea [J]. The A-

- merican Review of Public Administration, 2021, 51(3): 167–183.
- [17] 李永萍.断裂的公共性:私人生活变革与农民婚姻失序:基于东北 G 村离婚现象的分析[J].华中农业大学学报(社会科学版), 2019(4): 35–44, 170–171. [LI Yong-ping. Fractured Publicity; Private Life Reform and Peasant Marriage Disorder; Based on the Analysis of Divorce Phenomenon in G Village in Northeast China [J]. Journal of Huazhong Agricultural University (Social Sciences Edition), 2019(4): 35–44, 170–171.]
- [18] MOULTON S. Putting Together the Publicness Puzzle: A Framework for Realized Publicness[J]. Public Administration Review, 2009, 69(5): 889–900.
- [19] 张良.村庄公共性生长与国家权力介入[J].中国农业大学学报(社会科学版), 2014, 31(1): 24–32. [ZHANG Liang. Village Publicity Growing up and the State Power Intervention [J]. Journal of China Agricultural University (Social Sciences Edition), 2014, 31(1): 24–32.]
- [20] DENG Y H, YANG G B. Pollution and Protest in China: Environmental Mobilization in Context [J]. The China Quarterly, 2013, 214: 321–336.
- [21] 齐琦,周静,王绪龙,等.基层组织嵌入农村人居环境治理:理论契合、路径选择与改革方向[J].中国农业大学学报(社会科学版), 2021, 38(2): 128–136. [QI Qi, ZHOU Jing, WANG Xulong, et al. The Basic Level Organization Governs the Rural Human Settlement Environment: Theoretical Fit, Path Choice and Reform Direction [J]. Journal of China Agricultural University (Social Sciences), 2021, 38(2): 128–136.]
- [22] JUGERT P, GREENAWAY K H, BARTH M, et al. Collective Efficacy Increases Pro-environmental Intentions through Increasing Self-efficacy [J]. Journal of Environmental Psychology, 2016, 48: 12–23.
- [23] 武照亮.公众个体如何参与环境治理? 路径选择及优化策略[J].中国环境管理, 2022, 14(4): 117–124. [WU Zhao-liang. How Do Public Individuals Participate in Environmental Governance? Pathways Selection and Strategies Optimization [J]. Chinese Journal of Environmental Management, 2022, 14(4): 117–124.]
- [24] Ostrom V, Ostrom E. Public Choice: A Different Approach to the Study of Public Administration [J]. Public Administration Review, 1971, 31(2): 203.
- [25] 张良.“资本下乡”背景下的乡村治理公共性建构[J].中国农村观察, 2016(3): 16–26, 94. [ZHANG Liang. An Analysis of Rural Governance in the Context of “Industrial and Commercial Enterprises Investing in Agriculture”: The Search for the Public’s Interests [J]. China Rural Survey, 2016(3): 16–26, 94.]
- [26] 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. [HE Ling-xiao, ZHANG Zhong-gen, NAN Yong-qing, et al. Institutional Rules and Cadre-farmer Relationship; Solve the Dilemma in Rural Infrastructures’ Maintenance Action [J]. Issues in Agricultural Economy, 2017, 38(1): 9–21, 110.]
- [27] 李秀清,李亚洪,肖黎明.个人价值观、农户意愿与亲环境行为决策:基于山西省安泽县农户调查问卷的实证研究[J].林业经济, 2021, 43(4): 17–29. [LI Xiu-qing, LI Ya-hong, XIAO Li-ming. Personal Values, Willingness of Farmers and Decision-making of Farmers’ Pro-environmental Behavior: An Empirical Study Based on the Questionnaire of Farmers in Anze County of Shanxi Province [J]. Forestry Economics, 2021, 43(4): 17–29.]
- [28] 贾亚娟,赵敏娟.生活垃圾污染感知、社会资本对农户垃圾分类水平的影响:基于陕西 1374 份农户调查数据[J].资源科学, 2020, 42(12): 2370–2381. [JIA Ya-juan, ZHAO Min-juan. Impact of Domestic Waste Pollution Perception and Social Capital on the Farming Households’ Sorting of Waste: Based on the Survey of 1374 Farming Households in Shaanxi Province [J]. Resources Science, 2020, 42(12): 2370–2381.]
- [29] 刘霁瑶,贾亚娟,池书瑶,等.污染认知、村庄情感对农户生活垃圾分类意愿的影响研究[J].干旱区资源与环境, 2021, 35(10): 48–52. [LIU Ji-yao, JIA Ya-juan, CHI Shu-yao, et al. Effects of Pollution Cognition and Village Emotion on Farmers’ Willingness of Domestic Waste Sorting [J]. Journal of Arid Land Resources and Environment, 2021, 35(10): 48–52.]
- [30] CHEN X P, ARZU W S, 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.
- [31] 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. [SHI Heng-tong, SUI Dang-chen, WU Hai-xia, et al. The Influence of Social Capital on Farmers’ Participation in Watershed Ecological Management Behavior: Evidence from Heihe Basin [J]. Chinese Rural Economy, 2018(1): 34–45.]
- [32] TAYLOR M. Community, Anarchy, and Liberty [M]. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1982: 140–165.
- [33] 管竹笋.村庄认同意识的升华:对鄂东永丰村舞龙灯习俗的文化人类学解读[J].黑龙江民族丛刊, 2006(3): 107–113. [GUAN Zhu-sun. Sublimation of the Village Approval Consciousness: A Cultural and Anthropological Interpretation of the Custom of Dragon Dance in Village Yongfeng of Edong Region [J]. Heilongjiang National Series, 2006(3): 107–113.]
- [34] 黄华,姚顺波.生态认知、政府补贴与农户参与农村人居环境整治意愿[J].统计与信息论坛, 2021, 36(12): 80–91. [HUANG Hua, YAO Shun-bo. Ecological Cognition, Government Subsidy and Farmers’ Willingness to Participate in the Renovation of Rural Human Settlement Environment [J]. Journal of Statistics and Information, 2021, 36(12): 80–91.]

作者简介: 彭元元(1996—),女,内蒙古呼和浩特人,博士生,研究方向为乡村治理、农业与资源经济。E-mail: pengyuanyuan@stu.jxau.edu.cn

(责任编辑:许素)