

如何激发农户对人居环境设施管护付费^{*}

——基于人居环境政策的实证分析

李冬青 (北京林业大学经济管理学院 北京 100083)

侯玲玲 (北京大学现代农学院 北京 100871)

陈志钢 (浙江大学中国农村发展研究院 杭州 310058)

摘 要: 本文利用 2021 年 7 个省份 1349 户农户的实地调研数据,从理论和实证层面分析了农村人居环境治理政策及其他措施对农户环境设施管护付费意愿的激励作用。结果表明:农户对人居环境设施管护服务具有一定的支付意愿,人居环境治理政策的实施促进了农户支付意愿的提高。政策激励效应主要体现在私人环境设施管护,对公共环境设施管护的激励较弱。此外政策的激励作用和农户收入水平有关,低收入群体的付费意愿较低。因此,需要在人居环境治理政策基础上配合使用其他激励措施,例如通过明晰环境设施使用权属、提升环境设施质量、建立非正式约束制度等方式强化政策的激励效应。本文的研究结果为设计有效的公共服务受益者付费制度提供政策参考。

关键词: 人居环境治理政策; 设施管护; 付费意愿; 激励措施

一、引 言

有效推进乡村建设是推进乡村全面振兴的重要内容之一(林万龙,2024),而人居环境整治是现阶段乡村建设的关键环节。人居环境基础设施的有效供给是开展农村人居环境治理,改善农户人居环境的必要条件。有效的供给不仅在于设施数量的稳定增加,也在于管护服务的持续提升。人居环境基础设施包括私人设施(例如自家厕所)和公共设施(例如公共污水处理管网),管护服务就是对这些设施的维护和管理服务,以保证设施持续运转,包括农户厕所清洁服务、村庄污水设施的管理维护等。无论是私人设施还是公共设施,人居环境治理中的设施管护服务均具有公共属性:一是管护服务需要规模化,分散的村庄难以形成有效的服务供给,需要公共资源投入;二是管护服务需要标准化,标准不统一可能带来负的环境外部性,例如在农户厕所清洁服务中,如果没有统一的标准处理厕所粪污可能会产生“二次污染”问题。

保障人居环境设施管护,需要多元化的筹资渠道。目前人居环境基础设施供给主要是依靠政府财政投入(李冬青等,2021;王宾等,2021),但公共资源的投入总量受限,在基础设施供给任务基本完成后,基层政府部门可能会将农村人居环境设施管护投资置于次优先地位。原因在于,中国农村公共基础设施投资总需求量大(戈国莲等,2022),环境卫生基础设施产生的有益效果需要长时间才能实

^{*} 项目来源:国家自然科学基金项目(编号:72403024,72322008),国家资助博士后研究人员计划(编号:GZC20230250),中国农业科学院科技创新工程(编号:10-IAED-05-2024,10-IAED-RY-01-2024)。陈志钢为本文通讯作者

现(Voth-Gaeddert 等 2022; Augsburg 等 2024) ,面临人口流失、村庄凋敝等不确定性因素 ,政府部门可能缺乏持续的管护投资。为持续的人居环境管护公共服务探索多方位的筹资渠道 ,激励社会多元主体的参与(向玉琼等 2024; 李海金等 2025) ,是人居环境基础设施保量提质的关键 ,也是人居环境治理催生其他产业(如乡村旅游业) 的基础(郑义等 2021) ,更是优化治理主体间互动机制、构建共建共治共享治理格局的重要举措(孙品等 2025) 。

农户是人居环境治理管护的直接受益者 ,激励农户合理付费是完善人居环境治理长效管护机制的重要补充。在财政资金投入有限情形下 ,鼓励农户为人居环境治理合理付费具有客观和主观的考虑。客观方面 ,农户为管护公共服务付费不仅符合受益者付费原则(Beneficiary-pays Principle) 的理论内涵 ,有助于健全乡村建设内生动力生成机制(石欣欣 2025) ;也有助于提升农民在人居环境治理中的主体地位 ,通过沉没成本效应(Ashraf 等 2010) 强化农民“我付费我利用”的心理 ,增强设施的使用效率和治理的长期效果。主观方面 ,为满足自身的美好环境需求 ,农户对人居环境设施管护公共服务也有一定的付费意愿。例如 ,魏同洋等(2022) 研究发现农户对污水处理的平均支付意愿在 5~6 元/月;朱凯宁等(2021) 发现农户对垃圾治理的付费意愿平均为 45 元/户。由于管护服务具有较强的公共属性 ,一些制度设计不尽完善(孙慧波等 2022) ,农户的支付意愿整体仍偏低。

如何激发农户对环境设施管护的支付意愿 ,避免人居环境持续治理中出现“政府做、农民看”的局面 ,尽管相关研究已对此探讨 ,但仍存在不足之处 ,需要进一步的经验总结和实证分析。例如 ,已有研究显示 ,农户参与人居环境治理的意愿不仅受收入水平(朱凯宁等 2021) 和环境认知(唐洪松 , 2020) 等个体因素的影响 ,同时也受社会群体监督(唐林等 2019) 和社会规范(孙前路等 2020) 等社会经济因素的影响。这些关于农户参与人居环境治理意愿的文献在激发农户管护支付意愿方面存在两个不足:一是多数文献关注的视角集中于前期的设施供给 ,对管护服务的关注不够。人居环境设施供给存在私人设施和公共设施 ,而管护更多是统一的公共服务 ,设施和管护的物品属性差异需要针对管护开展新分析。二是研究内容多是分析个体特征和群体特征的影响 ,忽视已经广泛开展的人居环境治理政策的影响 ,也很少涉及其他激励因素(如制度、经济等) 的作用。

人居环境治理政策是目前驱动人居环境快速转变的重要驱动力(李冬青等 2021) ,相关政策不仅强调基础设施的供给 ,也“鼓励有条件的地区探索建立垃圾污水处理农户付费制度 ,完善财政补贴和农户付费合理分担机制”^① ,建立健全“农村人居环境基础设施运行管护社会化服务体系和服务费市场化形成机制”^②。因此 ,探讨人居环境设施管护问题 ,要考虑已有政策对农户参与管护的影响 ,只有在已有政策基础上才能设计更好的农户管护付费激励措施。

基于此 ,本文利用 2021 年实地调研 1349 户农户数据 ,实证分析人居环境治理政策及其适配措施在激发农民环境设施管护支付意愿方面起到的作用 ,对全面建立受益者付费机制进行探索。建立公共管护服务“受益者付费机制”的前提 ,是通过一系列措施激发农户的支付意愿。在人居环境治理领域 ,目前有关农户支付意愿的文献多是基于计划行为理论 ,分析个体静态特征或社会经济因素如何影响农户对设施修建的支付意愿。然而 ,设施供给已然发生 ,未来人居环境治理重在设施管护、建立公共管护服务“受益者付费机制”围绕设施供给方面的研究对制定管护激励政策的贡献有限。本文参考 Buchholz 等(2021) 的公共物品供给理论框架 ,从理论上对影响农户公共服务支付意愿的政策因素、制度因素和收入因素进行了分析 ,并利用调研数据进行实证检验。虽然本文的支付意愿数据是基

① 中共中央办公厅 国务院办公厅印发《农村人居环境整治三年行动方案》, https://www.gov.cn/zhengce/2018-02/05/content_5264056.htm

② 中共中央办公厅 国务院办公厅印发《农村人居环境整治提升五年行动方案(2021—2025 年) 》, https://www.gov.cn/zhengce/2021-12/05/content_5655984.htm

于意愿调查价值评估法测算,可能存在假想偏差等问题(Penn 等,2018);但在农户熟悉的人居场景下,意愿调查法得到的估值是有参考价值的(Freeman 等,2014)。本文关于农户管护服务支付意愿激励政策和措施的研究既是对已有研究的补充,并具有政策前瞻性,有助于更好地认识人居环境治理政策从落地实施到被农户接受认可的实施过程。人居环境治理是乡村建设的一个重要方面,本文研究结果能为在乡村建设中建立广泛的受益者付费机制提供政策启示。

二、理论分析与假说提出

本文基于 Buchholz 等(2021)的公共物品供给理论,并结合行为经济学中的心理账户等理论,构建分析农户对人居环境设施管护服务支付意愿的理论框架。通过分析农户支付意愿形成的理论机制,本文探讨了农户人居环境设施管护服务支付意愿的影响因素,重点关注人居环境治理政策及设施权属、设施质量、非正式环境约束制度等如何促进农户对管护服务的偏好转变,进而对农户的支付意愿产生影响,为后续实证分析提供理论依据。

假设村庄有 n 户农户,每户农户 i 愿意为人人居环境设施管护服务支付 p_i 。村庄人居环境设施管护服务供给水平为 $P = \sum_{i=1}^n p_i + a$,其中 a 为管护服务供给的固定成本。人居环境设施管护服务在村庄范围内是公共服务,所有农户均能消费 P 水平。农户对环境设施管护的支付决策可视为在预算约束下的效用最大化问题。农户 i 的效用函数设为 $u_i = U(c_i, P)$,其中 c_i 表示私人物品消费; P 表示村庄人居环境设施管护服务供给水平,不仅包括农户自身对人居环境设施管护服务消费 p_i ,还包括村庄其他人对人居环境设施管护服务消费带来的外部性,以及人居环境设施管护所需的固定成本 a 。农户 i 的预算约束为 w_i , $w_i = c_i + p_i$ 。农户 i 对人居环境设施管护服务的支付意愿 $p_i = w_i - c_i \geq 0$ 。

农户 i 的均衡状态是人居环境设施管护服务增加不会再导致效用增加。假设在不同预算约束水平下,农户 i 最优消费组合是 $(\hat{c}_i, \hat{P})$;类似收入扩展线,人居环境设施管护服务最优水平的扩展线 $e_i(P)$ 如图 1 所示, $e_i(P)$ 越靠近 P 轴,农户对人居环境设施管护服务偏好程度越高。在均衡状态下,农户 i 的私人物品消费为 $\hat{c}_i = e_i(\hat{P})$ 。以两户农户的均衡为例,农户 1 的扩展线 $e_1(P)$ 比农户 2 的 $e_2(P)$ 斜率更大,更偏向 P 轴,表示农户 1 比农户 2 对人居环境设施管护服务的偏好更大。影响农户偏好程度的因素有客观因素(如治理政策)和主观因素(如环境意识)。总的均衡由两户农户扩展线横向加总决定,即 $\varphi(P)$ 是 $e_1(P)$ 和 $e_2(P)$ 的横向加总,此时 $\hat{P} + e_1(\hat{P}) + e_2(\hat{P}) = \hat{P} + \hat{c}_1 + \hat{c}_2 = w_1 + w_2 = W$ 。因而,在自愿付费的前提下,农户对人居环境设施管护服务支付意愿的均衡为:

$$\hat{P} + \sum_{i \in S} e_i(\hat{P}) = \sum_{i \in S} w_i \quad (1)$$

其中 S 表示村庄内部愿意付费的农户集合,其元素个数为愿意付费的农户数量 s 。

人居环境设施管护具有外部效应,这导致农户支付意愿面临均衡困境:个体的理性选择可能导致集体支付不足(Cornes 等,2007)。具体而言,一是部分农户不愿意付费,导致愿意付费的农户数量 $s \leq n$;二是农户的付费水平有限,即扩展线 $e_i(P)$ 的斜率较小。

为解决外部性问题,政策引导尤为关键。人居环境治理政策对农户环境设施的支付意愿可能产生如下影响:一方面,通过补贴、直接投资等政策工具,提高了环境卫生设施普及率(李冬青等,2021),形成“禀赋效应”,农户对人居环境设施管护服务产生更高的心理估值;同时政策带来的相对统一的环境设施也使管护服务产生规模效应,降低了管护固定成本;在其他条件保持不变下,人居环境设施管护服务扩展线 $e_i(P)$ 向 P 轴移动,农户对人居环境设施管护服务的支付意愿提升。另一方面,政府初期投资形成“免费公共服务”的心理账户,农户会因为环境设施被视为“政府提供的公共服务

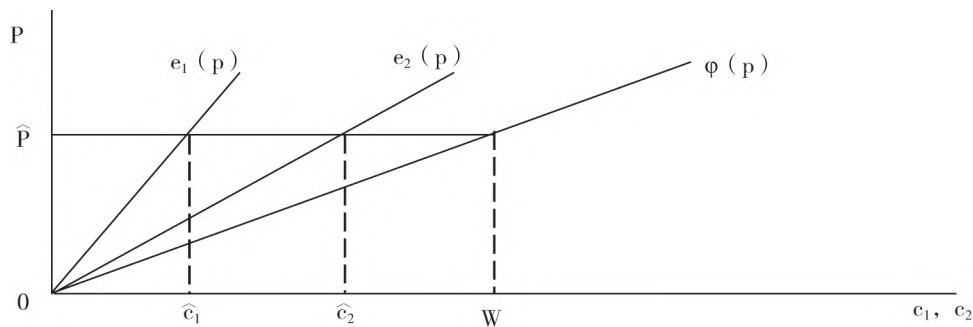


图 1 公共服务支付意愿均衡(两户农户场景)

务”而低估其个人支付的必要性,从而抑制后续付费意愿。具体哪种效应占优势,与影响农户支付意愿的社会经济因素相关。

一是收入水平可能影响政策效应。上述模型显示,如果收入水平较高,农户的预算约束放宽,环境质量需求进入消费函数,其对人居环境设施管护服务的支付意愿增加。保持农户偏好不变,收入水平提升意味着(1)式的右边增加,达到均衡后,(1)式的左边也会增加;由于私人物品和管护服务均为正常品,两者的收入效应均为正,农户对人居环境设施管护服务的支付意愿提升。二是设施权属可能影响政策效应。排他性使用权明确了“谁受益谁付费”的责任归属,能够降低交易成本。假设人居环境设施管护服务是针对使用权明晰的环境设施(例如户用厕所或污水处理设施),农户想要获得人居环境设施管护服务,就需要支付 $\hat{P}$,并且有 $\hat{P} = \hat{p}_i + a > \hat{p}_i$;也就是说农户对使用权明晰的环境设施的管护服务的支付意愿较高。三是设施质量可能影响政策效应。根据消费者行为学的满意度理论,环境设施质量通过“体验—满意度—支付意愿”链条影响决策。设施质量越好,对农户的管护偏好的正向影响越大, $e_i(P)$ 向P轴移动幅度越大,农户对人居环境设施管护服务的支付意愿提升程度越大。此外,非正式环境约束制度也可能与政策相互作用,通过声誉效应、邻里行为等影响农户的环境意识,促使 $e_i(P)$ 向P轴移动,农户对人居环境设施管护服务的支付意愿被提升。

基于上述理论分析,本文提出以下研究假说:

H1: 农村人居环境治理政策可能有助于提升农户对环境设施管护服务的支付意愿。

H2: 由于其他社会经济因素影响农户偏好,政策实施的促进效应可能存在异质性。

具体而言,收入水平越高,农户越愿意为人人居环境设施的管护服务付费;使用权明晰的环境设施管护服务,农户支付意愿的提升更明显;设施质量越好,农户支付意愿的提升更大;非正式的环境约束制度能够增进农户支付意愿。

三、数据来源与变量说明

(一) 数据来源与变量选取

本文数据源自北京大学新农村发展研究院“中国乡村振兴战略智库数据”。该数据库采用县、乡、村三级分层随机抽样。首先,根据中国地理单元七大分区(东北、华北、华东、华中、华南、西北、西南),每个分区随机抽取1个省份。其次,将每个样本省份的所有县按人均工业产值从高到低分五等分,从每等分中随机抽取1个样本县。再次,将每个样本县的所有乡镇按照人均工业总产值分成2~3组,从每组中随机抽取1个样本乡镇。人均工业产值相对于农业收入指标可信度更高(邓蒙芝等,

2011) ,可以较好反映居民生活水平和区域发展潜力(Rozelle ,1996) ,避免样本仅包括以农业为主的县乡。最后 ,在样本乡镇随机抽取 1~2 个样本村 ,并在样本村随机抽取 10 或 20 户样本农户。本文数据基于 2021 年底的实地调研 ,包括辽宁、河北、陕西、四川、湖北、浙江、广东 7 省份 121 个村庄 1349 户农户; 样本具有较好的代表性 ,能够反映全国情况。

为调查农户对人居环境管护服务的支付意愿 ,课题组从自家厕所清洁服务和公共污水设施管护两个方面收集了相关数据。问卷包含农户对于自家厕所清洁服务或公共污水设施管护是否需要交费; 如果交费 ,每月交多少元; 如果不交费 ,最高每月愿意支付多少元。在此基础上 ,本文构建了农户对自家厕所清洁服务或公共污水设施管护的支付意愿截面数据(见表 1) ,以及农户的实际付费数据 ,包括是否实际付费、实际付费金额。

本文用 2021 年村庄是否开展改厕项目、污水治理作为政策解释变量(见表 1) 。在分析污水治理影响时 ,本文还关注了不同污水设施权属(修建公共排污管网和修建单户使用的小设备) 的影响。为观测政策滞后影响 ,课题组收集了 2014—2018 年村庄的项目情况。此外 ,为反映设施质量带来的异质性 ,本文将农户对自家厕所满意度评价作为反映人居环境设施质量的指标。

已有研究表明收入、受教育程度、环境意识等家户特征影响其环境支付意愿(Deb 等 ,2024; Augsburg 等 ,2024) ,例如 ,收入水平越高、受教育程度越高或环境意识越强 ,农户对良好环境的支付意愿越高。在对公共物品投资的集体行动中 ,组织规模等特征也会影响居民的行为(Duflo 等 ,2012) ,例如 ,组织规模越大 ,组织成员之间的协调成本越大 ,搭便车行为越多 ,成员的支付意愿也越低。为此 ,本文将村庄和农户的社会经济特征作为控制变量。农户层面的控制变量包括 ,家庭人数、劳动力占比(16~65 岁人数/总人数) 、家务时间占比(家务时间/总工作时间) 、劳动力平均受教育年限、人均纯收入、人均耕地承包面积。村庄层面的控制变量包括: 户数规模、常住户籍人口比(常住人口/户籍人口) 、本地工资水平(在本县域务工的劳动力平均工资水平) 、环境卫生方面的村规民约。

上述变量的描述统计如表 1 所示。本文支付意愿数据是基于简单的意愿调查价值评估法(Contingent Valuation Method ,CVM) “您愿意为此最高支付多少钱”得出。如果是在农户陌生的场景中 ,CVM 估值被认为缺少稳定性和真实性; 但本文所设置的场景贴近农户生活 ,在农户易于理解的场景下 ,可以减少对 CVM 估值真实性的顾虑(Freeman 等 ,2014) 。另外 ,对于自家厕所清洁服务 ,也有足够多的真实管护服务收费情形; 因此 ,可以通过对比自家厕所清洁服务意愿付费和真实付费的数据分布 ,来进一步观察支付意愿数据的稳定性。在控制其他因素后 ,虽然支付意愿的均值大于真实支付; 但与真实付费数据(Log 形式) 呈现正态分布一致 ,自家厕所清洁服务意愿付费数据(Log 形式) 也呈现类似分布 ,说明支付意愿数据分布具有较好的稳定性。

(二) 关键变量描述性统计

表 2 汇报了农户对环境设施管护服务的实际支付和支付意愿。对于自家厕所清洁服务: 9. 34% 的农户为此付费 ,平均付费 14. 3059 元/月; 91. 66% 的农户尚未付费 ,其平均支付意愿为 17. 6326 元/月 ,略高于实际支付均值。尚未实际付费的农户中 ,60. 34% 的农户付费意愿为 0; 31. 32% 的农户付费意愿大于 0 ,其平均支付意愿为 52. 7254 元/月 ,远高于实际支付均值。对于公共污水设施管护: 仅有 1. 48% 的农户为此付费 ,平均付费 19. 0208 元/月; 98. 52% 的农户尚未付费 ,其平均支付意愿为 14. 9793 元/月 ,略低于实际支付均值。在尚未实际付费的农户中 ,74. 20% 的农户付费意愿为 0; 24. 32% 的农户付费意愿大于 0 ,这部分农户的平均支付意愿为 60. 6936 元/月 ,高于实际支付均值。

表 1 变量描述统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
A. 2021 年农户投资意愿					
自家厕所清洁服务是否实际付费(1=是; 0=否)	1349	0.0934	0.2911	0.0000	1.0000
自家厕所清洁服务实际付费(元/月)	126	14.3059	17.9391	1.0000	100.0000
自家厕所清洁服务支付意愿(元/月)	1223	17.6326	48.9045	0.0000	300.0000
使用公共污水设施是否实际付费(1=是; 0=否)	1349	0.0148	0.1209	0.0000	1.0000
使用公共污水设施实际付费(元/月)	20	19.0208	24.9747	1.2000	100.0000
公共污水设施管护支付意愿(元/月)	1329	14.9793	45.3470	0.0000	300.0000
B. 2021 年村庄整治项目(1=是; 0=否)					
是否开展改厕项目	121	0.8264	0.3803	0.0000	1.0000
是否开展污水治理	121	0.5537	0.4992	0.0000	1.0000
是否修建单户使用的小设备	121	0.0661	0.2495	0.0000	1.0000
是否修建公共排污管网	121	0.4880	0.5020	0.0000	1.0000
2018 年是否开展改厕项目	121	0.5950	0.4929	0.0000	1.0000
2018 年是否开展污水治理	121	0.4132	0.4945	0.0000	1.0000
2014 年是否开展改厕项目	121	0.1901	0.3940	0.0000	1.0000
2014 年是否开展污水治理	121	0.1653	0.3730	0.0000	1.0000
C. 2021 年控制变量					
户数规模(100 户)	121	6.5084	4.8517	0.7700	40.5500
常住户籍人口比	121	0.6357	0.3047	0.1543	2.0000
本地工资水平(1000 元/月)	121	3.3535	1.0820	0.1800	6.2500
是否有环境卫生方面的村规民约(1=是; 0=否)	121	0.3719	0.4853	0.0000	1.0000
对自家厕所满意度评价(1=很不便利, 2=不便利, 3=一般, 4=便利, 5=很便利)	1349	4.0289	0.8143	1.0000	5.0000
家庭人数(人)	1349	4.0074	1.7664	1.0000	12.0000
劳动力占比	1349	0.6884	0.3073	0.0000	1.0000
家务时间占比	1349	0.1674	0.1527	0.0000	1.0000
劳动力平均受教育年限(年)	1349	7.3503	3.1866	0.0000	15.5000
人均纯收入(1000 元)	1349	12.4556	18.7927	0.0000	240.0000
人均耕地承包面积(亩)	1349	2.0100	2.6307	0.0000	36.0000

由表 2 结果可见,一方面,激发农户为人居环境设施管护付费具有较大潜力。虽然目前为环境设施(尤其是公共环境设施)管护实际付费的农户比例较低,但有相当部分农户有较高的支付意愿。另一方面,促进农户为人居环境设施管护付费也存在如何激励的问题。目前,多数农户对环境设施管护的付费意愿为 0。根据实地调研情况,除了少部分农户认为“管护需要政府部门完全承担”之外,主要是管护公共服务供给不足的原因。设施管护公共服务供给不足,农户的支付意愿就没有现实依托;管护付费制度供给不足,农户就会缺少管护服务需要付费的认识。人居环境治理政策的实施解决了部分供给不足的问题,在实际中其对农户的付费意愿有怎样的激励效果,本文将进一步实证分析。

表2 农户对环境设施管护的实际支付和支付意愿描述

变量	自家厕所清洁服务			公共污水设施管护		
	样本数量	占比 (%)	均值 (元/月)	样本数量	占比 (%)	均值 (元/月)
A. 实际已付费	126	9.34	14.3059	20	1.48	19.0208
总计	1223	91.66	17.6326	1329	98.52	14.9793
B. 支付意愿						
0 值	814	60.34	0.0000	1001	74.20	0.0000
非 0 值	409	31.32	52.7254	328	24.32	60.6936

注: 表中的“占比”是指占总样本数量(1349) 的百分比

四、实证模型构建

1. 基本回归分析模型。政策对农户管护支付意愿的影响,也就是人居环境治理项目实施对支付意愿的影响。由于支付意愿为截面数据,本文设定如下实证模型:

$$W_{ij} = \beta_d D_j + \beta_x X_{ij} + \lambda_p + \varepsilon_{ij} \tag{2}$$

其中, i 表示农户, j 表示村庄, p 表示省份。 W_{ij} 表示农户对人居环境设施管护的支付意愿,包括自家厕所清洁服务支付意愿(元/月)、公共污水设施管护支付意愿(元/月)。 D_j 为主要的解释变量,表示对应的村层面的人居环境整治项目。当 W 是自家厕所清洁服务支付意愿时, D 为村庄是否开展过改厕项目;当 W 是公共污水设施管护支付意愿时, D 为村庄是否开展过污水治理。 X_{ij} 为村庄和农户层面的控制变量,参见上节对控制变量的说明。 λ_p 表示省级层面的固定效应,控制了不可观测且不随省份变化的因素。 ε_{ij} 为农户层面的随机干扰项。由于项目是在村级层面开展的,将标准误聚类在村庄层面。 β_d 是本文重点关注的系数,即为村层面开展人居环境整治对农户支付意愿的边际效应。

稳健性检验。一是支付意愿数据存在部分取值为 0 的“截尾”情形,(2) 式的 OLS 估计可能会产生有偏的估计结果,本文使用 Tobit 模型进行稳健性检验。二是问卷仅对没有发生实际支付的农户询问了支付意愿,如果实际支付的农户和没有实际支付的农户在某些社会经济特征上存在显著差异,样本选择偏差就会存在,可能导致 OLS 的估计结果存在选择偏误(Selection Bias)。为解决选择偏差可能带来的估计偏误,本文运用 Heckman(1979) 提出的选择模型(Heckman Selection Model) 进行稳健性检验。最后,从 2014 年《关于改善农村人居环境的指导意见》^① 颁布开始,各地区已陆续开始人居环境整治,至 2018 年《农村人居环境整治三年行动方案》^② 强化了人居环境整治。本文依次在(2) 式中加入 2018 年是否开展改厕项目或污水治理、2014 年是否开展改厕项目或污水治理来进行稳健性检验,并观察人居环境政策效果是否需要长时间才能显现。

2. 分位数回归(Quantile Regression) 分析。人居环境治理政策对农户支付意愿的影响大小可能与支付意愿的分布有关,为验证这种分布关系,本文利用分位数回归进行估计。为分析 β_d 随农户支付意愿分布的连续变化,借鉴 Carranza 等(2022) 的做法,估计支付意愿大于 0 的每个分位点上的系数,并绘制各个分位点连续的系数分布图。

① 国务院办公厅印发《关于改善农村人居环境的指导意见》, https://www.gov.cn/zhengce/content/2014-05/29/content_8835.htm

② 中共中央办公厅 国务院办公厅印发《农村人居环境整治三年行动方案》, https://www.gov.cn/zhengce/2018-02/05/content_5264056.htm

3. 含交互项的异质性分析模型。在(2)式的基础上,本文进一步分析收入水平、设施权属、设施质量、约束制度等带来的潜在异质性效应。为此,设立如下分析模型:

$$W_{ij_money} = \beta_1 D_j + \beta_2 D_j \times Z_{ij} + \beta_3 X_{ij} + \lambda_p + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

其中, W_{ij_money} 是农户对自家厕所清洁服务或公共污水设施管护的支付意愿(元/月); D_j 为是否开展改厕项目或是否开展污水治理; Z_{ij} 表示可能给政策带来异质性影响的变量。 β_2 是关注系数,如果 β_2 和 β_1 符号相同(或相反),表明 Z_{ij} 变量对改厕项目或污水治理起到强化(或削弱)作用。

应用(3)式,一是分析农户收入水平对人居环境治理效应的影响。此时, W 分别是农户的自家厕所清洁服务支付意愿和公共污水设施管护支付意愿, Z_{ij} 为农户的人均纯收入, β_2 反映了家庭收入水平带来的异质性影响。如果 β_2 显著,进一步使用门槛模型,确定改变政策效果的收入门槛值。二是分析设施使用权权属对污水治理效应的影响。此时, W 是农户的公共污水设施管护支付意愿, D_j 为是否开展污水治理。 Z_{ij} 为是否修建单户使用的排污设施(对应公共排污管网),修建单户使用的排污设施表示使用权权属明晰(对应权属不明晰)。三是分析设施质量对政策效应的影响。此时, W 是农户自家厕所清洁服务支付意愿, Z_{ij} 为农户对自家厕所便利程度的评价。四是分析非正式的环境约束制度对人居环境治理效应的影响。此时, W 分别是农户的自家厕所清洁服务支付意愿和公共污水设施管护支付意愿, Z_{ij} 分别为是否有环境卫生方面的村规民约,表示非正式的环境约束制度。

五、实证分析结果

(一) 基本模型估计结果

首先,本文估计改厕项目对农户自家厕所清洁服务支付意愿的影响,用以反映人居环境治理政策对私人环境设施管护服务支付意愿的效应。回归结果表明,改厕项目的开展在一定程度上激励农户对自家厕所清洁服务的支付意愿。具体地,改厕项目的实施使得农户对自家厕所清洁服务的支付意愿显著增加 5.8693 元/月(表 3(1)列)。在没有改厕项目的村庄,自家厕所清洁支付意愿的样本均值为 12.5122 元/月,5.8693 元/月的增加相当于使农户的平均支付意愿提升 47%。Tobit 模型和 Heckman 选择模型的估计结果显示,改厕项目的实施使得农户对自家厕所清洁服务的支付意愿分别增加 19.3530 元/月(表 3(2)列)和 5.9713 元/月(表 3(3)列)。可见,在分别考虑 0 值“截尾”和样本选择偏差的情况下,人居环境治理政策对农户私人环境设施管护服务支付意愿的激励效果仍然显著。上述实证结果验证了 H1,也与 Duflo 等(2012)和 Lenton 等(2012)的研究结论呼应:环境改善项目增加了居民从环境设施管护服务中获得的边际效用,有助于激发居民的支付意愿。一方面,改厕项目通过改善基础卫生条件,扩大了农户的环境消费预算空间,这相当于通过收入效应增加农户环境消费意愿;另一方面,标准化设施降低了清洁服务的相对价格,管护服务对自清洁劳动形成替代,农户对管护服务的支付意愿提升。这一发现揭示了农村环境治理中“供给创造需求”的规律,为在政策层面完善人居环境治理中的受益者付费机制提供了实证依据。

其次,本文估计污水治理对农户公共污水设施管护支付意愿的影响,以反映人居环境治理政策对公共环境设施管护服务支付意愿的效应。OLS 模型、Tobit 模型和 Heckman 选择模型回归结果一致表明,污水治理的开展对农户的公共污水设施管护支付意愿没有显著影响(表 3(4)~(6)列)。可能原因在于,在开展污水治理的村庄,接近 90%是选择直接投资建设公共排污管网。由于公共排污管网的使用权由村民共享,公共使用权造成了管护职责模糊,难以通过“清晰边界原则”界定受益责任,进而无法解除农户形成的“免费公共服务”心理账户。这表明,在环境设施管护中,如果不能明确责任分配或建立有效的集体行动机制,农户为其付费的积极性将受到抑制。

表 3 人居环境整治项目对农户管护服务支付意愿的回归结果

变量	自家厕所清洁服务支付意愿(元/月)			公共污水设施管护支付意愿(元/月)		
	(1) OLS	(2) Tobit	(3) Heckman	(4) OLS	(5) Tobit	(6) Heckman
是否开展改厕项目	5.8693 [*] (3.3524)	19.3530 [*] (11.5640)	5.9713 ^{**} (3.0282)	— —	— —	— —
是否开展污水治理	— —	— —	— —	-0.7778 (0.8285)	-0.3304 (3.0459)	-0.8803 (0.8526)
家庭人数(人)	-0.0217 (0.9189)	0.7992 (2.6043)	-0.0509 (0.9599)	-1.8840 (4.5956)	1.8770 (18.3976)	-2.4155 (4.8761)
劳动力占比	-0.9110 (5.4977)	-14.2984 (16.8546)	-0.7042 (5.2589)	0.8875 (7.6331)	-15.4109 (29.6187)	0.3959 (7.6226)
家务时间占比	-1.3667 (7.9284)	-12.2665 (23.1621)	-0.8756 (8.5941)	0.4655 (2.5558)	7.9473 (8.7325)	0.8855 (2.6162)
Log-劳动力平均受教育年限	-0.9700 (2.3995)	7.4522 (7.3218)	-0.9563 (2.6145)	4.1852 ^{***} (0.9201)	14.6470 ^{***} (4.5612)	4.1237 ^{***} (0.9288)
Log-人均纯收入	3.9972 ^{***} (1.1111)	9.4215 ^{**} (4.0340)	4.0583 ^{***} (1.0185)	1.6584 (1.9694)	10.5334 (8.0181)	2.5412 (2.2551)
Log-人均耕地承包面积	2.2199 (2.3742)	6.6321 (8.5777)	1.7607 (2.4143)	-4.3616 ^{**} (2.1586)	-10.0898 (8.0733)	-4.5119 [*] (2.4457)
Log-户数规模	-3.3912 (2.5888)	-12.0953 (8.3683)	-3.2940 (2.8040)	6.6411 (4.3017)	29.1254 [*] (17.0114)	6.4823 (5.1509)
常住户籍人口比	4.1729 (6.0542)	37.4893 [*] (19.6444)	4.3962 (6.0180)	1.7969 (1.7897)	14.5351 (9.2662)	1.8985 (1.8239)
Log-本地工资水平	0.9369 (2.3434)	-0.8403 (13.8352)	0.9787 (2.2724)	2.8322 (2.8570)	3.2541 (10.2570)	3.2033 (2.8307)
是否有村规民约	4.6305 (3.6059)	23.8983 ^{**} (10.8927)	4.5217 (3.1797)	-0.7778 (0.8285)	-0.3304 (3.0459)	-0.8803 (0.8526)
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本户数	1223	1223	1349	1329	1329	1349

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

再次,人均纯收入、户数规模、村庄非正式制度等控制变量的估计结果均符合预期。表 3 的回归结果显示,人均纯收入越高,农户的支付意愿也越高,这与多数文献的研究结果“收入和支付意愿正向关联”一致(张嘉琪等 2021;赵会杰等 2021)。村庄户数规模越大,农户的支付意愿越低(尤其是对公共环境设施的管护服务)。可能原因在于,组织规模是影响集体行动的重要因素(Banerjee 等, 2007; Balasubramaniam 等 2014);农户所处的集体组织规模越大,所面对的外部性越大,其面对公共集资活动之间的自主协调越弱,搭便车行为就越普遍。在对环境卫生有非正式制度(村规民约)的村庄,农户的支付意愿较高,验证了村层面形成的环境约束能够减少交易成本(宋洋等 2025),提升集体行动的有效性。表明在设计激励机制时,收入水平、集体行动难度及非正式制度应被充分考虑。

最后,依次加入 2014 年和 2018 年的人居环境治理变量进行稳健性检验。对于自家厕所清洁服务,在分别控制 2014 年和 2018 年是否开展过改厕项目后,改厕项目的实施使得农户对自家厕所清洁

服务的支付意愿分别显著增加 8.1934 元/月(表 4(1)列)和 6.4023 元/月(表 4(2)列),但 2014 年和 2018 年是否开展过改厕项目对自家厕所清洁服务支付意愿没有显著影响。说明人居环境治理政策对私人环境设施管护服务的激励效应具有较强的即时效应,政策实施初期就对农户支付意愿的提升显著,因此在政策推行的同时建立稳定的环境设施管护付费机制尤为重要。对于公共污水设施管护,在分别控制 2014 年和 2018 年是否开展污水治理后,污水治理的实施对公共污水设施管护支付意愿的影响仍不显著(表 4(3)列和(4)列)。但 2014 年是否开展过污水治理对公共污水设施管护支付意愿的影响为正(表 4(4)列),可见政策对公共环境设施管护付费意愿的激励效果更多体现在实施后的长期积累,农户在逐步感受到公共设施的持续效益后,支付意愿才可能增强。这一结果与公共物品的特性相符,表明政策效果累积性和长期性是激励农户对公共设施管护付费的重要因素。

表 4 人居环境整治项目对农户管护服务支付意愿的滞后影响

变量	自家厕所清洁服务支付意愿 (元/月)		公共污水设施管护支付意愿 (元/月)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
是否开展过改厕项目/污水治理	8.1934 [*] (4.4630)	6.4023 [*] (3.4986)	-0.3784 (5.0199)	-2.9554 (3.3827)
2014 年是否开展过改厕项目/污水治理	— —	-3.8428 (3.8500)	— —	7.3228 [*] (4.0275)
2018 年是否开展过改厕项目/污水治理	-3.3672 (4.1280)	— —	-0.6662 (5.2384)	— —
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
样本户数	1223	1223	1329	1329

(二) 分位数回归结果

人居环境治理对不同“愿意支付”水平上的农户的支付意愿有何不同的影响,本文利用分位数回归进行分析。在汇报人居环境治理对农户支付意愿分位数回归结果之前,需要观察在有无人居环境治理村庄,农户支付意愿的分布差异:在有、无改厕项目村庄中,农户对自家厕所清洁服务支付意愿的累计概率分布呈现以下两个特征(见图 2A1)。一是在有改厕项目村庄中,66%的农户对自家厕所清洁服务的支付意愿为 0,低于无改厕项目村庄的 70%;二是有改厕项目村庄中的农户对自家厕所清洁服务支付意愿均大于(或等于)无改厕项目村庄,例如,在各自的 90 分位点,有改厕项目村庄中的农户接受对自家厕所清洁服务支付意愿为 50 元/月,高于无改厕项目村庄的 30 元/月。

在有、无污水治理村庄中,农户对公共污水设施管护支付意愿的累计概率分布差异如下(见图 2B1)。一是在有污水治理村庄中,74%的农户对公共污水设施管护的支付意愿为 0,略低于无污水治理村庄的 77%。二是在 80 分位点后,农户对公共污水设施管护支付意愿在有、无污水治理之间的差异先增后减。例如,在各自的 80 分位点,有污水治理村庄的农户对公共污水设施管护支付意愿为 10 元/月,无污水治理村庄为 5 元/月;在各自的 90 分位点,有污水治理村庄为 50 元/月,无污水治理村庄为 30 元/月;在各自的 95 分位点,有、无污水治理村庄中趋向一致。

上述对累计分布图的描述显示人居环境治理可能激励支付意愿较高农户“增加支付金额”。改厕项目的分位数回归结果表明(见图 2A2):改厕项目对农户自家厕所清洁服务支付意愿的正向效应主要来自激发了“支付意愿强”的农户群体。具体地,在 85 分位点之前,改厕项目对农户自家厕所清

洁服务支付意愿没有显著影响; 在 85 分位点之后, 改厕项目显著提升了农户对自家厕所清洁服务的支付意愿。污水治理的分位数回归结果表明(见图 2B2): 污水治理虽然在整体上对农户的公共污水设施管护支付意愿没有影响, 但增加了中高支付意愿农户参与公共设施管护的可能性。具体地, 在 85 分位点之前和 95 分位点之后, 污水治理对农户的公共污水设施管护支付意愿均没有显著影响; 而在 85 分位点和 95 分位点之间, 污水治理显著提升了农户对公共污水设施管护的支付意愿。

上述分位数回归结果表明, 人居环境治理政策主要对设施管护需求意愿较高的农户群体产生显著的拉动效应, 这部分群体更注重环境质量改善, 而政策实施的示范效应进一步强化了其支付意愿。但政策尚未有效推动支付意愿为 0 的农户突破参与阈值, 可能原因包括: 一是固定成本障碍, 即低收入户需要优先满足其心理上的基本消费, 对环境管护的考虑不足; 二是政策对环境设施的补贴或直接投资让部分农户的免费公共服务的心理账户锁定, 不愿为长期管护付费。

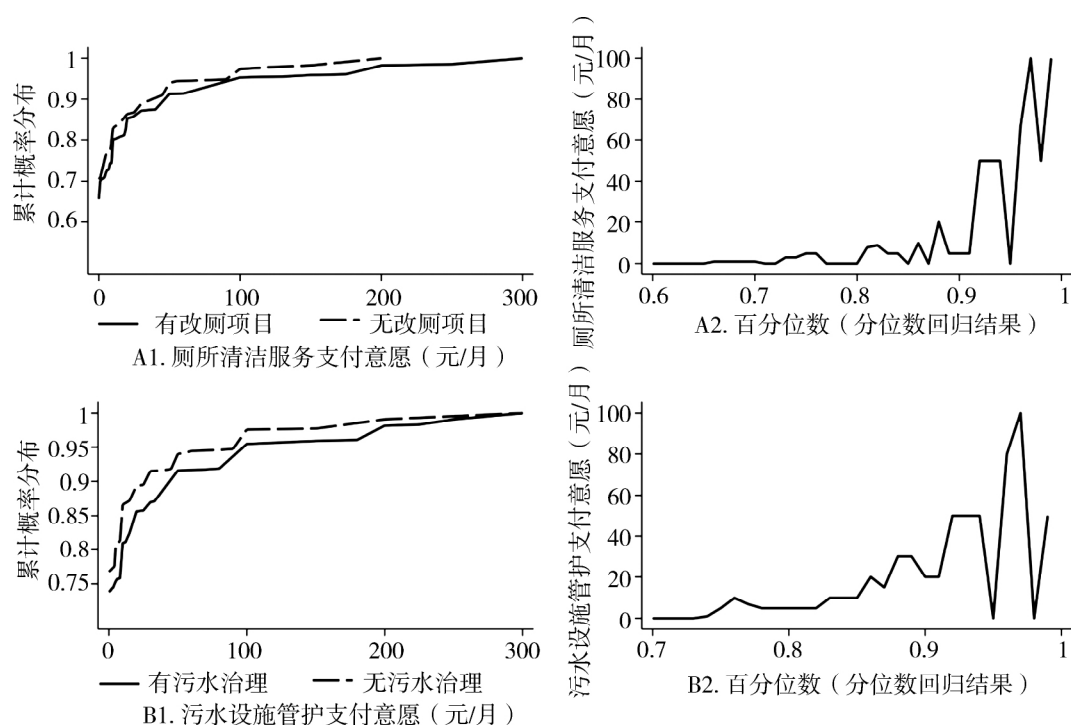


图2 人居环境整治项目对农户管护服务支付意愿的分位数回归结果

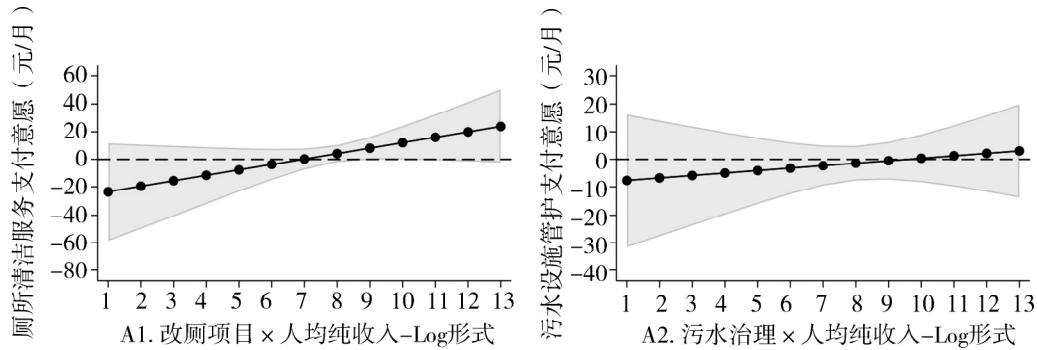
(三) 异质性分析结果

在政策实施基础上, 如何更好地激励农户为人居环境设施管护进行付费? 本文通过加入交互项, 实证检验收入水平、设施权属、设施质量、非正式的环境约束制度等带来的政策效果异质性, 为精准化政策设计提供经济学依据。

1. 收入异质性及门槛效应。实证分析表明, 农户收入水平越高, 人居环境治理对农户私人环境设施管护支付意愿的促进效应越强(见图 3A1)。门槛模型分析结果显示(见表 5(1) 列), 收入的门槛值是 12000 元^{*}。当农户的人均纯收入水平小于 12000 元时, 改厕项目对农户的厕所清洁服务支付意愿的影响不显著; 当农户人均纯收入水平大于 12000 元时, 支付意愿显著增加 16.5512 元/月。

* 模型设定 $W_{ij} = \beta_1 D_1 \times I(\text{income}_{ij} \leq q) + \beta_2 D_2 \times I(\text{income}_{ij} \geq q) + \beta_3 X_{ij} + \lambda_p + \varepsilon_{ij}$, 其中 $I(\cdot)$ 为取值 1 或 0 的指示函数; q 是收入门槛值。回归结果如表 5 所示。经计算, 收入门槛值约为 12000 元($e^{9.3932}$)。下同

收入门槛值的存在印证了环境服务属于“正常品”的经济属性;也说明当基本生存需求满足后,环境质量需求才会进入消费函数。当收入跨越阈值后,农户的边际消费倾向显著提高。



注:圆点表示点估计结果,阴影部分表示 95%置信区间。下同

图 3 不同收入水平下人居环境治理对农户管护支付意愿的影响

表 5 人居环境整治项目对农户管护服务支付意愿的收入门槛效应

变量	自家厕所清洁服务支付意愿 (元/月)	公共污水设施管护支付意愿 (元/月)
	(1)	(2)
收入门槛值(q) -Log 形式	9.3932	9.0561
是否开展改厕项目/污水治理×(收入≤q)	2.1771 (0.5524)	-4.2323 (1.2414)
是否开展改厕项目/污水治理×(收入≥q)	16.5512*** (3.3613)	4.4472 (1.1323)
控制变量	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制
样本户数	1223	1329

公共环境设施方面,收入对开展污水治理的激励效果没有明显的调节作用(见图 3A2),但存在使系数符号改变的门槛值。如表 5(2)列所示,农户人均纯收入水平小于 8750 元时,政策系数为负,大于 8570 元时,系数为正。这表明,对于较高收入群体,污水治理的实施在一定程度上增加了农户公共污水设施管护支付意愿,但这种激励效应尚不显著,反映了公共物品供给中的“搭便车”困境,即便收入提高,集体行动难题仍抑制支付意愿。可见,在设施供给的基础上,还需要其他辅助措施激发低收入群体为管护服务付费的积极性。例如,调研显示河北省部分地区尝试给农户发放“清洁服务补贴券”等激励措施,可能是解决此问题的一个方案。

2. 设施权属与管护支付意愿。理论分析表明,农户更愿意为使用权明晰的环境设施的管护付费。本文估计不同的污水设施使用权安排对农户污水公共设施管护支付意愿的影响。实证结果表明,当污水公共设施是单户使用时,污水治理提升了农户对污水公共设施管护的支付意愿。具体而言,当供给单户使用的小设备时,污水治理使得农户污水公共设施管护支付意愿潜在增加 9.9788 元/月;当供给公共使用的排污管网时,污水治理对农户污水公共设施管护支付意愿没有影响(见图 4A)。当环境设施排他性增强,交易成本降低,农户更易将其管护收益内部化。相比之下,公共管网因产权模糊导致“1/n 问题”,个体支付对总供给的边际贡献感知弱化。由此可见,人居环境设施的类

型和使用权安排影响农户参与管护的意愿: 农户更愿意参与自家单独使用的环境设施管护, 这就可以在部分村庄的污水治理中, 提供户用或公用户管的污水处理设施, 简化权责关系。同时, 本文的分析结果也说明“按产权归属落实农村基础设施管护责任”的重要性和迫切性。

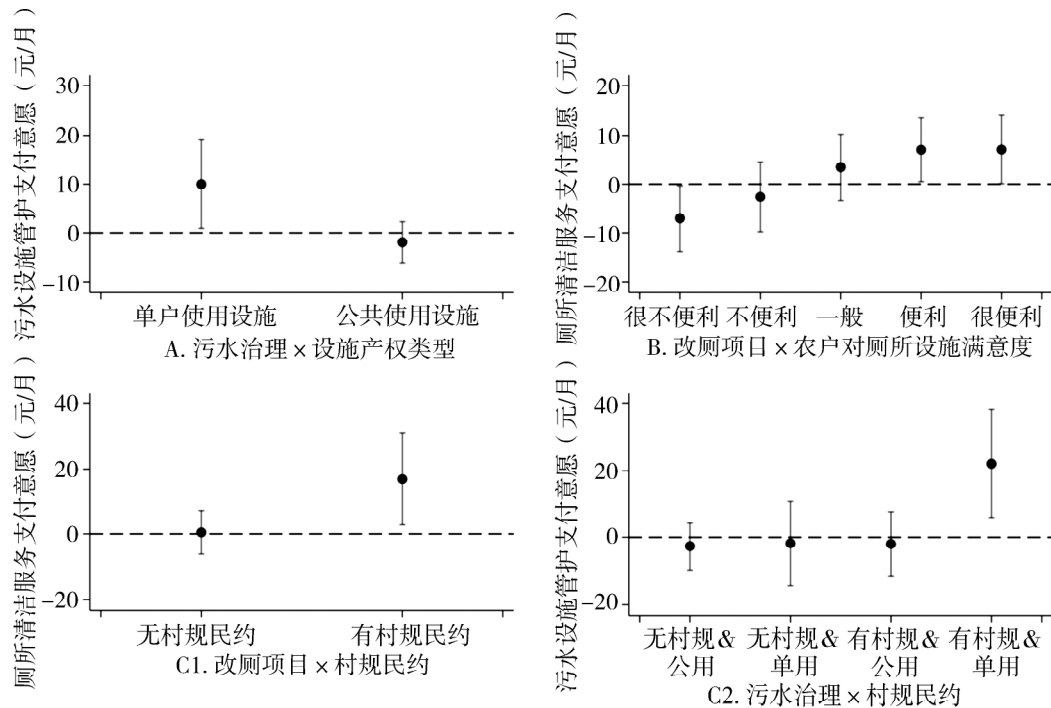


图4 人居环境治理对农户管护支付意愿的异质性影响

3. 设施质量与管护支付意愿。2020年市场监管总局等七部委联合印发《关于推动农村人居环境标准体系建设的指导意见》, 提出“提高人居环境整治质量, 建立健全人居环境标准体系”^①; 体现了高质量推进农村人居环境基础设施长效管护机制的重要性。实证结果表明, 在人居环境治理中为农户提供的环境设施质量越好, 农户对设施管护的支付意愿越高。对于自家厕所清洁服务(见图4B), 当农户认为目前厕所设施“很不便利”时, 改厕项目对自家厕所清洁服务支付意愿的影响显著为负, 使得农户的支付意愿减少7.0792元/月; 当农户认为目前厕所设施“不便利”或“一般”时, 改厕项目对自家厕所清洁服务支付意愿的影响不显著; 当农户认为目前厕所设施“便利”或“很便利”时, 改厕项目对自家厕所清洁服务支付意愿的影响显著为正, 分别使农户的支付意愿提升6.9967元/月和7.0399元/月。可见, 在人居环境基础设施建设阶段, 保障施工质量有助于激励农户参与设施管护。

4. 非正式制度与管护支付意愿。实证结果表明, 环境卫生村规民约可以激发政策效应, 更好地促使农户对设施管护的支付意愿提升。私人环境设施方面(见图4C1), 在没有村规民约的村庄, 改厕项目对农户的厕所清洁服务支付意愿没有显著影响; 在有村规民约的村庄, 改厕项目使得农户的厕所清洁服务支付意愿显著增加16.8794元/月。公共环境设施方面(见图4C2), 在没有村规民约的村庄, 无论是提供单用还是公用环境设施, 污水治理对农户的污水设施管护支付意愿均没有显著影响。在有村规民约的村庄, 提供公用环境设施时, 污水治理对农户的污水设施管护支付意愿没有显著影

^① 市场监管总局、生态环境部、住房城乡建设部、水利部、农业农村部、国家卫生健康委、林草局印发《关于推动农村人居环境标准体系建设的指导意见》, https://www.moa.gov.cn/gk/zcfg/xzfg/202112/t20211207_6383990.htm

响;提供单用环境设施时,污水治理促使农户的污水设施管护支付意愿显著增加 22.1129 元/月。

上述分析可见,在使用权明晰的情况下,非正式制度可以提升农户对设施管护服务的支付意愿,是促进“受益者付费”机制建立健全的补充。可能原因在于,在非正式制度约束下,熟人社会的声誉约束(例如“面子”)替代了正式契约的监督成本(唐林等 2019);统一规则破解了集体行动的协调困境,农户更愿意为公共环境服务付费。

六、结论与政策建议

随着人居环境治理的深入推进,建立“农户合理付费、村级组织统筹、政府适当补助”^①设施运行管护经费保障制度至关重要。本文利用 2021 年全国 7 省份农户支付意愿数据和村庄人居环境整治项目实施数据,从私人 and 公共环境设施管护支付意愿两个方面,系统考察了人居环境治理政策对农户环境设施管护服务支付意愿的影响机制及异质性特征。研究发现,人居环境治理政策通过增加环境基础设施供给和改善公共服务质量,在一定程度上提升了农户对环境设施管护的支付意愿,但这种提升效应呈现出明显的结构性特征。具体而言,政策的激励效应主要作用于支付意愿较高的农户群体,这些农户不仅表现出更强付费意愿,还愿意支付更高金额。进一步分析表明,政策效果受到多重因素的调节:在经济条件方面,收入水平越高农户对政策的响应度越高;在产权安排方面,设施使用权越明晰政策效果越显著;在质量感知方面,设施质量越好农户支付意愿提升幅度越大;在制度环境方面,存在非正式约束制度的村庄政策实施效果更佳。可见,现行的人居环境治理政策提升了农户对人居环境设施管护的支付意愿,为今后人居环境治理打下了群众基础。然而,在目前的人居环境治理中,尚未很好利用付费激励制度使农户潜在的支付意愿变现。

基于上述发现,本文提出系统化的“政策—产权—制度”协同激励框架。在政策层面,应充分发挥人居环境整治产生的禀赋效应,通过环境基础设施供给激活农户支付意愿,但需关注心理账户锁定效应,在长期管护中各个地区可根据实际情况采取“阶梯式退出”策略逐步降低政府投资比例,促使心理参照点向市场化付费转移。针对不同收入群体实施差异化干预,对低收入群体实施“清洁服务代金券”等定向支付补贴,以突破其生存需求优先的心理预算约束;而对高收入群体则可通过强化其社会地位等市场手段激发其支付动机。在产权层面,核心在于通过明晰环境设施权属,建立受益者付费制度,将人居环境设施使用权、收益权与管护责任明确捆绑赋予农户,并通过发放环境设施使用权证实现产权明晰化,进而破解公共设施管护的“排他性困境”,使个体支付意愿与管护效益挂钩。在制度层面,强化村规民约的软约束功能,利用熟人社会的声誉机制构建“参与付费光荣”的社会资本网络,并通过集体协商建立差异化的付费标准(如基于收入分档定价),从而在降低交易成本的同时化解集体行动困境。政策、产权、制度的有机整合,可实现政府引导、市场运作与村庄自治的激励相容,为建立可持续的受益者付费机制提供系统化解解决方案。

总之,在推进人居环境持续治理中,不仅要稳定增加环境基础设施和管护公共服务的供给,也要“按产权归属落实农村基础设施管护责任”。结合政策工具、经济手段和非正式制度,例如建立适合当地的管护制度、实施阶梯定价、对支付沉默群体的经济助推、制定能够触发“从众效应”的村规民约,激发农户参与人居环境设施管护筹资集资的积极性。通过以上措施建立健全受益者付费机制,是增加农村居民参与度、突出农村居民在乡村建设和经营中的主体地位、健全长效机制的重要举措。

^① 中共中央办公厅 国务院办公厅印发《农村人居环境整治提升五年行动方案(2021—2025 年)》, https://www.gov.cn/zhengce/2021-12/05/content_5655984.htm

参 考 文 献

1. Ashraf N. ,Berry J. ,Shapiro J. M. Can Higher Prices Stimulate Product Use? Evidence from a Field Experiment in Zambia. *American Economic Review* 2010(5) : 2383~2413
2. Augsburg ,B. ,Foster ,A. ,Johnson ,T. ,Lipscomb M. Evidence on Designing Sanitation Interventions. *Journal of Development Economics* 2024: 103316
3. Balasubramaniam ,D. ,Chatterjee ,S. ,Mustard ,D. B. Got Water? Social Divisions and Access to Public Goods in Rural India. *Economica* 2014(321) : 140~160
4. Banerjee ,A. ,Iyer L. ,Somanathan ,R. Public Action for Public Goods. *Handbook of Development Economics* 2007(4) : 3117~3154
5. Buchholz ,W. ,Sandler ,T. Global Public Goods: A Survey. *Journal of Economic Literature* 2021(2) : 488~545
6. Carranza ,E. ,Garlick R. ,Orkin K. ,Rankin N. Job Search and Hiring with Limited Information about Workseekers' Skills. *American Economic Review* 2022(11) : 3547~3583
7. Cornes ,R. ,Hartley ,R. Aggregative Public Good Games. *Journal of Public Economic Theory* 2007(2) : 201~219
8. Deb S. ,Joseph G. ,Andrés L. A. ,Zabludovsky J. G. Is the Glass Half Full or Half Empty? Examining the Impact of Swachh Bharat Interventions on Sanitation and Hygiene in Rural Punjab India. *Journal of Development Economics* 2024: 103295
9. Duflo E. ,Galiani S. ,Mobarak M. Improving Access to Urban Services for the Poor. Abdul Latif Jameel Poverty Action Lab Report , 2012: 1~6
10. Freeman III ,A. M. ,Herriges ,J. A. ,Kling ,C. L. The Measurement of Environmental and Resource Values: Theory and Methods. Routledge 2014: 11~18
11. Heckman J. J. Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica: Journal of the Econometric Society* ,1979: 153~161
12. Penn J. M. ,Hu W. Understanding Hypothetical Bias: An Enhanced Meta - analysis. *American Journal of Agricultural Economics* , 2018(4) : 1186~1206
13. Rozelle S. Stagnation without Equity: Patterns of Growth and Inequality in China's Rural Economy. *The China Journal* ,1996(35) : 63~92
14. Voth-Gaeddert L. E. ,Fikru M. G. ,Oerther D. B. Limited Benefits and High Costs Are Associated with Low Monetary Returns for Guatemalan Household Investment in Water Sanitation and Hygiene Technologies. *World Development* 2022: 105855
15. 邓蒙芝,罗仁福,张林秀. 道路基础设施建设与农村劳动力非农就业——基于 5 省 2000 个农户的调查. *农业技术经济* 2011 (2) : 4~11
16. 戈国莲,刘 磊. 乡村振兴背景下我国农村公共基础设施投资测算与建设研究. *农业经济问题* 2022(10) : 133~144
17. 李冬青,侯玲玲,闵 师,黄季焜. 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. *管理世界* 2021 (10) : 182~195+249~251
18. 李海金,刘凤萍. 党政嵌入与农民参与: 高质量乡村建设行动何以可能——基于湖北省三个村庄的调查与比较. *中国农业大学学报(社会科学版)* 2025: 1~17 <https://doi.org/10.13240/j.cnki.caujsse.20250528.002>
19. 林万龙. 有效推进乡村全面振兴的几个问题. *农业经济问题* 2024(7) : 13~19
20. 石欣欣. 制度激励视角下的乡村建设内生动力生成机制. *中国农村观察* 2025(3) : 107~130
21. 宋 洋,崔海霞,宗义湘,闫 琰. 生态素养、环境规制对农户参与农药包装废弃物治理行为的影响——来自河北省 1118 户的证据. *农业经济问题* 2025(4) : 124~144
22. 孙慧波,赵 霞. 农村生活垃圾处理农户付费制度的理论基础和实践逻辑——基于政社互动视角的审视. *中国农村观察* , 2022(4) : 96~114
23. 孙 品,张云霞. 乡村环境复杂适应性治理: 理论阐释、运行机理与实施策略. *农业经济问题* 2025(5) : 107~123
24. 孙前路,房可欣,刘天平. 社会规范、社会监督对农村人居环境整治参与意愿与行为的影响——基于广义连续比模型的实证分析. *资源科学* 2020(12) : 2354~2369
25. 唐洪松. 农村人居环境整治中居民垃圾分类行为研究——基于四川省的调查数据. *西南大学学报(自然科学版)* ,2020 (11) : 1~8
26. 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. *中国农村观察* 2019(2) : 18~33
27. 王 宾,于法稳. “十四五”时期推进农村人居环境整治提升的战略任务. *改革* 2021(3) : 111~120

28. 魏同洋, 靳乐山. 认知对农户参与生活污水处理设施管护意愿的影响——基于南水北调中线水源地的农户调查. 中国农业大学学报, 2022(5) : 290~300
29. 向玉琼, 赵焱鑫. 嵌入—激发: 农村人居环境治理中社会动员促成合作行动的逻辑. 农业经济问题, 2024(6) : 118~131
30. 张嘉琪, 颜廷武, 张童朝. 农户农村垃圾治理投资响应机理及决策因素分析. 长江流域资源与环境, 2021(10) : 2521~2532
31. 赵会杰, 于法稳. 农户参与农业废弃物资源化利用的意愿及其影响因素分析——基于黑、鲁、豫、川 4 省 684 户农户的调查数据. 生态经济, 2021(1) : 193~200
32. 郑 义, 陈秋华, 杨 超, 林恩惠. 农村人居环境如何促进乡村旅游发展——基于全国农业普查的村域数据. 农业技术经济, 2021(11) : 93~112
33. 朱凯宁, 高 清, 靳乐山. 收入水平、村干可信度对农户生活垃圾治理意愿影响分析——基于云南省 465 个农户调研数据. 长江流域资源与环境, 2021(10) : 2512~2520

How to Motivate Farmers' Willingness to Pay for Environmental Facilities Maintenance: An Empirical Analysis Based on Rural Living Environment Policies

LI Dongqing ,HOU Lingling ,CHEN Kevin

Abstract: This paper utilizes field survey data from over 1 ,300 households across seven provinces in 2021 to analyze ,both theoretically and empirically ,the incentive effects of rural living environment governance policies and other measures on farmers ' willingness to pay for environmental facility maintenance. The findings reveal that farmers do exhibit a certain willingness to pay for the management of living environmental facilities ,and the implementation of rural living environment governance programs amplifies this inclination. However ,the incentive effects of policy are mainly concentrated on the maintenance of private environmental facilities ,with weaker effects observed for public facilities. Additionally ,the effectiveness of policy incentives is related to household income levels ,with lower-income groups exhibiting reduced willingness to pay. Therefore ,supplementary incentive measures are needed ,such as clarifying facility ownership attribution ,improving the quality of environmental facilities ,and establishing informal regulatory systems to strengthen the incentive effects of policy. The findings of this study provide policy insights for the future design of effective payment systems for beneficiaries of public services.

Keywords: Rural living environment governance policies; Facility maintenance; Willingness to pay; Incentive measures

责任编辑: 段艳艳