

# 社会监督对农村生活污水治理水平的影响 ——来自江苏省的证据

苏 敏<sup>1</sup>, 樊鹏飞<sup>1</sup>, 张 兰<sup>1</sup>, 冯淑怡<sup>2</sup>

(1. 南京农业大学公共管理学院, 南京 210095; 2. 南京农业大学中国资源环境与发展研究院, 南京 210095)

**摘要:** 社会监督作为多元主体参与农村环境治理的一种手段, 能有效克服政府监管失灵并规范农户主体行为。将社会监督嵌入农村社会关系中, 深入考察社会监督对规范农户乱排污水行为的作用机制, 基于江苏省 13 个地级市的 2335 个微观农户, 运用 Probit 模型回归分析得出: (1) 社会监督能减少农户的乱排行为, 主要体现在河道管护保洁队伍主体监督作用的发挥。(2) 社会监督受到社会关系的调节, 主要体现在村干部的监督作用受到干群关系的调节。当干群关系良好时, 村干部监督能有效抑制农户的乱排行为; 而当干群关系糟糕时, 村干部监督反而会刺激农户乱排行为的发生。(3) 对于不同类型的农户群体, 仅有河道管护保洁队伍发挥的监督作用稳健存在。此外, 在女性群体、低文化群体、低收入群体和老年群体中, 社会监督的作用受到村民关系和管群关系的调节; 而在男性群体、高文化群体、高收入群体和年轻群体中, 社会监督的作用受到干群关系和村民主体间相互监督的调节。

**关键词:** 社会监督; 社会关系; 调节作用; 农村生活污水治理; 农户生活污水排放行为

农村生活污水治理是当前农村人居环境整治的突出短板<sup>[1]</sup>。随处排放的生活污水, 不仅影响村容村貌、威胁农村居民身体健康, 还破坏生态环境。21 世纪以来, 尽管农村连续多年增产增收, 但“垃圾靠风刮、污水靠蒸发”仍是不少农村地区的真实写照<sup>[2]</sup>。据国家统计局发布的第三次全国农业普查数据公报, 2016 年末, 已有 73.9% 的村生活垃圾集中或部分集中处理, 但仅有 17.4% 的村生活污水集中或部分集中处理, 未经处理的餐厨废水、洗涤用水、禽畜粪尿被随处排放, 导致沟渠、池塘的水质发黑变臭, 蚊虫滋生, 不仅影响农村人居环境, 威胁农村居民身体健康, 甚至导致饮用水水源污染以及湖泊、水库的富营养化。

自“十三五”以来, 政府高度重视农村生活污水治理, 但仅仅依靠政府行政主导的单一治理模式, 已无法满足全国 60 多万行政村的环境治理需求<sup>[3]</sup>。一方面, 政府面临巨大的财政资金约束, 无法为每一个村落都配套污水处理设施。长期以来, 农村地区的公共投资不足、技术模式落后<sup>[4,5]</sup>, 除了城市周边的一些村庄被直接纳入到城镇污水收集管网, 部分行政村有污水处理设施配套之外, 大部分分散分布的自然村还没有完善的污水处理系统。另一方面, 政府监管农户生活污水排放的难度极高。中国大部分农村仍然属于差序格局上的“熟人社会”, 世代共生的道德伦理、价值信念、风俗习惯等非正式制度构成了乡村运行的基本规则, 在行政手段不完善、基层监管人员数量有限的情况下, 层级化的政府主体

收稿日期: 2022-01-16; 修订日期: 2022-04-20

基金项目: 国家重点研发计划项目 (2016YFE0103100); 江苏省农业农村厅农村社会事业促进处项目 (066019134226); 江苏省环境工程咨询中心项目 (2018320122900437)

作者简介: 苏敏 (1991-), 女, 四川成都人, 博士研究生, 研究方向为农户行为与资源环境可持续管理。

E-mail: 2017209026@njau.edu.cn

通讯作者: 冯淑怡 (1973-), 女, 江苏盐城人, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向为土地经济、土地制度、资源与环境经济。E-mail: shuyifeng@njau.edu.cn

很难将监管渗透、落实到农村社会深处,无法解决农村环境问题的实际需求<sup>[3]</sup>。

在美丽乡村建设的背景下,为弥补政府单一治理模式的不足,需要充分调动农村基层组织、农户等主体共同参与农村生活污水治理工作<sup>[6]</sup>,这既是满足中国农村环境治理需求不断增加的必然选择,也是打造农村共建、共治、共享治理格局的题中之义<sup>[7]</sup>。事实上,《环境保护法》早已赋予了公众在环境保护中享有的监督权力,社会监督亦被认为是多元主体共同参与农村环境治理的有效手段<sup>[8-11]</sup>,能克服政府监管失灵并规范农户个体行为<sup>[12]</sup>。但在现实中,农户随处排放生活污水的行为仍然十分普遍<sup>[2]</sup>,有的农户将生活污水排入明沟或暗渠,有的农户就近排入河塘及湖泊,还有的农户随处倾倒,任凭污水自然蒸发。对此,究竟是学界高估了社会监督的作用?还是社会监督作用受到了乡土规则的制约?现有文献尚缺乏充分研究。

鉴于此,本文以江苏省农户生活污水排放行为作为研究对象,试图回答多元主体参与社会监督能否提升农村生活污水治理水平,并进一步考察农村社会关系在当中发挥的作用,以期弥补当前农村人居环境整治短板提供政策启示。与已有文献相比,本文的不同之处在于:第一,根据农村社会主体类型,将社会监督细化为村民监督、河道保洁管护队伍监督、村干部监督三类,并进一步分析和检验了村民监督对其他两类主体监督作用的调节效应;第二,基于农村“熟人社会”的特点,进一步将监督机制嵌入农村社会关系中进行考察,并将新兴的“农户—河道保洁管护队伍”关系作为重要的社会关系类型考虑在内,弥补了已有定量研究仅关注“农户—农户”“农户—村干部”关系的不足;第三,使用最新的江苏全省各地市的实地调研数据来进行实证检验。

## 1 文献回顾、概念界定与理论分析

### 1.1 文献回顾及简要评述

整体而言,对于多元主体参与农村环境治理问题,大部分研究以定性分析和案例研究为主,主要关注多元主体参与农村环境治理合作失灵的原因及其破解路径。许多学者认为,农业污染治理不受重视和相关政策体系不够完善<sup>[13,14]</sup>、缺乏相关参与机制<sup>[14]</sup>,使得具有不同诉求的相关利益主体无法被整合在一起形成治理合力是导致多元主体参与农村环境治理失灵的主要原因<sup>[15,16]</sup>。为此,学者提出,明晰各主体的角色定位<sup>[17]</sup>、充分借助农村人际网络中的信任、惩罚与规范等非正式制度要素<sup>[7,18-20]</sup>,或是引入社会资本提供市场化的服务模式<sup>[7]</sup>,有利于破解多元主体参与农村环境治理的集体行动困境。

也有学者运用定量分析的方法开展相关研究,但大部分只是关注了政府、村干部、农户中的一组或者两组主体,探究主体间的信任、规范对农户参与农村环境治理意愿或行为的影响。其中,关注政府—农户主体的相关研究表明,环境规制政策能影响农户的环境污染认知,进而调节其参与意愿<sup>[21]</sup>;反之,农户对政府环境制度的信任程度,也会正向影响其自身参与环境治理的意愿<sup>[22-24]</sup>。关注农户—农户主体的相关研究表明,农村“熟人社会”中存在的群体认同和社会规范压力,会促使农户因追求声誉或重视面子而积极参与到农村环境治理中去<sup>[10,25-27]</sup>;关注村干部—农户主体的相关研究表明,村干部监督能促进农户参与农村环境治理的行为<sup>[10]</sup>,且良好的干群关系能强化村干部的动员和示范能力,提升农户对治理规则的认同,进而提高农户参与环境治理的可能性<sup>[6,28]</sup>。

通过梳理文献发现:第一,目前关于多元主体参与农村环境治理方面的文献仍以定性研究为主,且已有的定量分析也多集中在农户秸秆和畜禽粪便利用、农户生活固体垃

圾处理方面,而对农户生活污水排放行为关注不足。其与政府部门所提出的“农村生活污水治理是当前农村人居环境整治的突出短板”形成强烈对比。第二,已有的农村生活污水治理文献,尽管已经指出了主体监督不足、农户参与机制缺失等问题<sup>[29-31]</sup>,但并没有对各主体内在的监督机制进行深入剖析及实证检验,也没有将多元主体的监督机制置于农村乡土规则中进行考察。因此,分析并检验多元主体监督机制对农户生活污水排放行为的影响,以及社会关系在当中发挥的作用,具有较强的理论和现实意义。

## 1.2 概念界定

借鉴闵师等<sup>[2]</sup>研究中的定义,农户乱排生活污水行为是指农户将家中的厨余、厕所、日常清洁等生活污水随处排放到村内河流、沟渠、池塘等公共水域或公共空间的行为。一般来说,社会监督是指非国家权力机关(包括社团、群众组织、个人等)对各种活动不具备直接法律效力的监督<sup>[10]</sup>。本文中的社会监督是指村干部、河道管护保洁队伍、村民为保护农村生态环境对农户乱排生活污水行为实行监督管理的活动<sup>[10,11,32]</sup>。其中,河道管护保洁队伍是近年来农村生活污水治理中的新兴群体,他们一般受聘于村委会或乡镇政府,主要负责河道的日常管理和养护,既需要清除河道内各种漂浮垃圾,也需要对向河道内乱倒垃圾乱排污水的行为进行监督和制止<sup>①</sup>。他们的工资与河道保洁面积相关,也与保洁的难易程度、保洁后河道的干净程度等工作绩效挂钩,并受到村委会和乡镇政府的双重考核<sup>[33]</sup>。

## 1.3 理论分析与研究假说

相关研究表明,社会公众作为“第三种力量”,通过对企业和个体的排污行为进行监督,可以帮助提升环境治理的效果<sup>[8-11]</sup>。在农村生活污水治理过程中,当农户个体感知到来自村干部、河道管护保洁队伍以及其他村民的监督,会担心因乱排生活污水被发现而批评和惩罚自己时,农户乱排生活污水的可能性就会降低<sup>[10]</sup>。因而,社会监督通过制约机制,能对农户乱排生活污水的行为进行牵制,进而纠正农户的乱排行为<sup>[32]</sup>。

在乡村场域中,村民既是社会监督的受体,也是参与监督的主要群体;河道管护保洁队伍有别于一般村民,是维护和实现河道日常保洁的专业群体;村干部则是这些群体的组织和管理者。其中,相较于村民对村民的监督,村干部和河道管护保洁队伍对村民的监督相对外生,并可能是高成本且低成效的<sup>[6]</sup>。但是,若村民之间能够相互监督并形成一定的群众监督基础,其浓厚的监督氛围可能会使这种相对外生的监督发挥更好的效果<sup>[15]</sup>。因此,村民监督的存在,可能会放大河道管护保洁队伍、村干部的监督作用。

理论上,尽管社会监督能发挥作用,但在乡村“熟人社会”中,社会监督还受社会关系影响<sup>[28,34]</sup>。现实中,中国农村是以“血缘”“地缘”“业缘”为纽带的关系型社会,社会关系中传递的信息、形成的情感信任或规范压力,对农户日常生活行为亦有重要影响<sup>[18]</sup>。具体到农村生活污水治理过程中,监督受体(村民)对各类监督主体(村民、河道管护保洁队伍、村干部)的行为响应也嵌入在农村社会关系之中。一方面,村民与各监督主体的关系越好,彼此间的社交频率可能越高<sup>[34]</sup>,监督主体发出的监督频率和释放的规范压力可能就越高,因而社会监督能发挥的作用可能也越强;另一方面,村民与各监督主体的关系越好,彼此间形成的情感信任程度可能也越高<sup>[35]</sup>,村民可能更愿意遵守并配合这些主体的监督,进而降低自身乱排生活污水的可能性<sup>[28]</sup>。因此,“村民—村民”之间的村民关系良好、“河道管护保洁队伍—村民”之间的管群关系良好、“村干部—村民”之间的干群关系良好,能强化相应主体的社会监督对规范农户乱排生活污水行为的作用。

① 信息来源: [http://www.gov.cn/xinwen/2019-01/21/content\\_5359627.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2019-01/21/content_5359627.htm).



基于以上分析,提出如下研究假说,并构建图1所示的理论分析框架。

H1: 社会监督能降低农户乱排生活污水行为发生的可能性。

H1a: 村民监督对河道管护保洁队伍监督有调节作用,村民监督的存在使河道管护保洁队伍监督发挥的作用得以增强。

H1b: 村民监督对村干部监督有调节作用,村民监督的存在使村干部监督发挥的作用得以增强。

H2a: 村民监督受村民关系的调节,良好的村民关系使得村民监督发挥的作用得以增强。

H2b: 河道管护保洁队伍监督受到管群关系的调节,良好的管群关系使得河道管护保洁队伍监督发挥的作用得以增强。

H2c: 村干部监督受到干群关系的调节,良好的干群关系使得村干部监督发挥的作用得以增强。

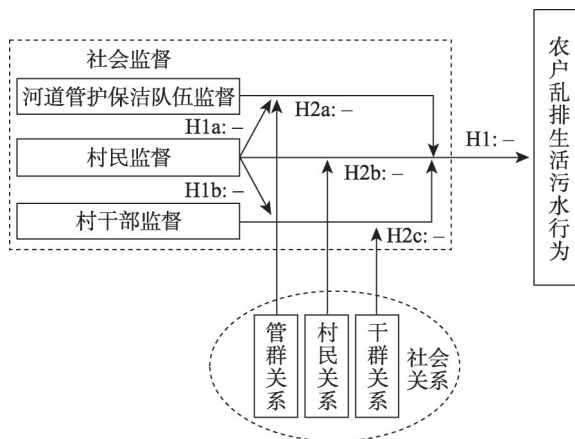


图1 多元主体参与社会监督对规范农户乱排行为影响的理论分析框架

Fig. 1 Theoretical framework of the impact of social supervision on household's sewage discharge behavior

## 2 研究方法与数据来源

### 2.1 数据来源

数据来自2019年11-12月在江苏省开展的农村人居环境整治监测评估项目调查。江苏省河湖众多,水网密布,农户临水而居,乱排生活污水极易引发区域乃至流域污染。近年来,江苏省在农村人居环境整治方面进行了大量投入,专业化的管护队伍不断壮大,政府和农村居民在整治中的参与度也越来越高,这不仅为研究多元主体参与社会监督提供了很好的样本,也为正在推进农村人居环境整治的广大中西部地区提供了独特经验。本次调查覆盖了全省苏南、苏中和苏北地区的13个地级市,涉及76个县(市、涉农区)和21个市辖区。每个县(市、涉农区)随机抽样3个乡镇(镇、街道)和5个村,每个市辖区随机抽样1个乡镇(镇、街道)和1个村,每个村内随机抽样10户农户。具体地,课题组于11月下旬,先在南京的5个县(市、涉农区)共15个乡镇(镇、街道)25个村开展了预调研,共收集到250个农户数据。通过对问卷进行测试和调整,于12月在全省其余71个县(市、涉农区)和21个市辖区开展正式调研,正式调研共收集到3760个农户数据。两次调研共抽样249个镇,401个村,4010个农户。特别地,为获取关于农村环境治理方面最真实的信息,两次调研均以不惊动村干部为前提对农户展开调查。调查内容涉及农户家庭基本情况、农户环境保护认知情况、农户社会关系情况以及生活污水排放的相关情况。

### 2.2 描述性统计分析

表1报告了样本农户生活污水乱排的相关情况。整体而言,农户乱排生活污水的平均比例为31.399%。苏北地区乱排比例较高,苏中地区次之,苏南地区较低。这说明经济发展水平与农户乱排生活污水行为之间呈负相关关系。

与受到村民监督的农户相比,没有受到村民监督的农户,其乱排比例显著高了近14%;类似地,与受到村干部监督的农户相比,没有受到村干部监督的农户,其乱排比例

表1 样本农户生活污水乱排情况

Table 1 Sample households' domestic sewage discharge behavior

城市	农户生活污水 乱排比例/%	城市	农户生活污水 乱排比例/%	监督类型	农户生活污水 乱排比例/%
南京市	15.248	泰州市	7.358	村民监督	25.668
无锡市	18.008	徐州市	50.278		39.634***
常州市	25.909	连云港市	24.444	村干部监督	27.273
苏州市	17.192	淮安市	43.188		41.236***
镇江市	48.696	盐城市	38.667	河道管护保洁队 伍监督	22.572
南通市	34.899	宿迁市	44.803		37.026***
扬州市	30.968	整体平均	31.399		

注：\*代表参照组，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上存在显著差异，数据来源于作者所在课题组的调研，下同。

显著高了近14%；与受到河道管护保洁队伍监督的农户相比，没有受到河道管护保洁队伍监督的农户，其乱排比例显著高了近15%。这初步验证了多元主体参与社会监督，能使农户乱排生活污水的比例降低14%~15%，进而提升农村生活污水的治理水平。

## 2.3 模型设计及变量说明

参考唐林等<sup>[10]</sup>和何凌霄等<sup>[28]</sup>的研究，首先建立式（1）的基准回归模型，分析社会监督对农户生活污水排放行为的影响。考虑到因变量“农户是否乱排生活污水行为”为二值离散变量，本文采用二值Probit模型进行分析，潜在模型设置如下：

$$Y^* = \beta_0 + \sum \beta_i S_i + \delta_n Control_n + \varepsilon, \quad i = 1, 2, 3 \quad (1)$$

式中： $Y^*$ 是被解释变量，为不可观测的潜变量； $S_i$ 是社会监督， $i=1$ 时表示村民监督， $i=2$ 时表示河道管护保洁队伍监督， $i=3$ 时表示村干部监督； $Control_n$ 是控制变量，包括农户个体及家庭特征<sup>[2,10,28]</sup>、环境认知特征<sup>[10,26]</sup>、外部环境特征<sup>[10]</sup>和村庄特征<sup>[2]</sup>； $\beta_0$ 是常数项； $\beta_i$ 、 $\delta_n$ 是待估系数； $\varepsilon$ 是随机扰动项。

为进一步捕捉社会关系对社会监督的调节效应，以及村民监督对河道管护保洁队伍监督、对村干部监督的调节效应，在式（1）基础上，建立式（2）的调节效应模型：

$$Y^* = \beta_0 + \sum \beta'_i S_i + \sum \alpha_j GX_j + \sum \gamma_i S_i \times GX_j + \gamma_4 S_2 \times S_1 + \gamma_5 S_3 \times S_1 + \delta'_n Control_n + \mu, \quad i = 1, 2, 3 \quad (2)$$

式中： $GX_j$ 是社会关系， $j=1$ 表示村民与村民之间的村民关系， $j=2$ 表示河道管护保洁队伍与村民之间的管群关系， $j=3$ 表示村干部与村民之间的干群关系； $\beta'_0$ 是常数项； $\beta'_i$ 、 $\delta'_n$ 、 $\alpha_j$ 、 $\gamma_1 \sim \gamma_5$ 是待估系数； $\mu$ 是随机扰动项。具体变量及说明见表2。

因式（2）中的核心解释变量和调节变量均为类别变量，故式中交互项系数（交互效应）即为调节效应<sup>[10,36]</sup>。其中， $S_i \times GX_j$ 是社会监督和社会关系的交互项，当 $i=j=1$ 时，表示村民监督与村民关系的交互项，系数 $\gamma_1$ 反映村民关系对村民监督的调节效应；当 $i=j=2$ 时，表示河道管护保洁队伍监督与管群关系的交互项，系数 $\gamma_2$ 反映管群关系对河道管护保洁队伍监督的调节效应；当 $i=j=3$ 时，表示村干部监督与干群关系的交互项，系数 $\gamma_3$ 反映干群关系对村干部监督的调节效应。类似地， $S_2 \times S_1$ 是管护保洁队伍监督与

表2 变量说明及描述性统计分析  
Table 2 Definition of variables and descriptive statistics

变量名称	变量含义和赋值	均值	标准差	预期影响
农户乱排生活污水行为	您家平时是否将厨余或厕所污水等生活污水随意排放至村里的河、沟、池塘等公共水域？0=否，1=是	0.314	0.464	\
社会监督/社会关系				
村民监督	村民邻里是否对您乱排生活污水进行监督？0=否，1=是	0.592	0.492	-
河道管护保洁队伍监督	河道管护保洁员是否对您乱排生活污水进行监督？0=否，1=是	0.748	0.434	-
村干部监督	村干部是否对您乱排生活污水进行监督？0=否，1=是	0.706	0.456	-
村民关系	您跟其他村民邻里之间的关系是否和谐融洽？0=否，1=是	0.800	0.400	-
管群关系	您跟河道管护保洁员之间的关系是否和谐融洽？0=否，1=是	0.796	0.403	-
干群关系	您跟村干部之间的关系是否和谐融洽？0=否，1=是	0.583	0.493	-
农户个体及家庭特征				
性别	受访农户性别：0=女，1=男	0.520	0.500	+/-
年龄	受访农户年龄/岁	58.664	13.508	+
受教育年限	受访农户接受教育年限/年	6.266	4.418	-
村干部身份	受访农户家中是否有村干部？0=否，1=是	0.063	0.242	-
家庭总人口	受访农户家庭总人口数量/人	4.373	1.923	+
家庭总收入	受访农户家庭年平均总收入/万元	6.860	6.400	-
环境认知特征				
政策了解度	您对乱排生活污水的处罚和监督等政策的了解程度：1=非常不了解，2=比较不了解，3=一般，4=比较了解，5=非常了解	2.914	1.262	-
环保意识	您有义务和责任保护农村环境：1=非常不同意，2=比较不同意，3=一般，4=比较同意，5=非常同意	4.241	0.783	-
外部环境特征				
河道管护保洁队伍人数	河道管护保洁队伍的人数/人	3.111	5.089	-
污水管网接通到家	污水管网是否接通管道到您家？0=否，1=是	0.284	0.451	-
村庄特征				
综合示范村	是否在2019年农村人居环境整治综合示范村备案上？0=否，1=是	0.070	0.255	-
到乡镇距离	根据百度/高德地图定位，村委会到本村所在乡镇街道的距离/km	5.032	3.909	-

注：样本户的性别、年龄、文化程度、人均年收入指标均值与根据《江苏统计年鉴2019》<sup>[37]</sup>数据计算出的结果大致相当，说明样本数据具有一定的代表性。

村民监督的交互项，系数  $\gamma_4$  反映村民监督对河道管护保洁队伍监督的调节效应； $S_3 \times S_1$  是村干部监督与村民监督的交互项，系数  $\gamma_5$  反映村民监督对村干部监督的调节效应。

3 结果分析

3.1 基准回归

考虑到变量之间可能存在的多重共线性，对式（1）回归之前先对变量进行共线性诊断。诊断结果表明，变量的平均方差膨胀因子（Variance Inflation Factor，VIF）为1.27，且所有变量的VIF均 $<2$ ，说明变量之间的多重共线性不严重。

表3报告了逐步引入解释变量的嵌套回归结果。基准回归1中仅包括反映社会监督的三个变量,模型的对数伪似然函数值为-1364.375,  $Pseudo R^2$  为0.087;基准回归2在基准回归1的基础上增加了农户个体及家庭特征变量,模型的对数伪似然函数值上升到-1339.110,  $Pseudo R^2$  上升到0.098,说明增加农户个体及家庭特征变量后模型的解释力变强了;基准回归3在基准回归2的基础上增加了农户环境认知特征变量,模型的对数伪似然函数值上升到-1330.810,  $Pseudo R^2$  上升到0.103,说明模型的解释力进一步变强了;基准回归4在基准回归3的基础上增加了外部环境特征变量,模型的对数伪似然函数值上升到-1207.690,  $Pseudo R^2$  上升到0.127,说明增加外部环境特征变量后,模型的解释力得到了明显提升,而村民监督和家庭总收入两个变量不再显著,说明遗漏外部环境特征变量,可能会高估村民监督和家庭总收入的影响;基准回归5在回归基准4的基础上进一步增加了村庄特征变量,此时,模型的对数伪似然函数值上升到-1205.476,  $Pseudo R^2$  略微上升到0.128,说明模型的解释力已近乎“饱和”。进一步筛选污水管网接通到家的农户样本,对其重复运行基准回归5,得到基准回归6及其平均边际效应的估计结果。此时,因回归样本数量减少,基准回归6中的  $Pseudo R^2$  降至0.093。在基准回归1~基准回归6中,核心解释变量的显著性和系数的正负号方向未发生较大变化,说明估计结果稳健。以下分析主要基于基准回归5~基准回归6及其平均边际效应的估计结果。

(1) 社会监督对农户乱排生活污水行为的影响。河道管护保洁队伍监督在1%的显著性水平下对农户乱排生活污水行为有直接的负向影响(基准回归5),与理论预期一致。基准回归5的平均边际效应显示,河道管护保洁队伍监督对降低农户乱排行为的边际影响为8.855%。进一步在污水管网接通到农户家的情形下考察其乱排行为,发现河道管护保洁队伍监督依然在1%的显著性水平下负向影响农户乱排生活污水的行为(基准回归6)。基准回归6的平均边际效应显示,河道管护保洁队伍监督对降低农户乱排行为的边际影响为8.941%。两组基准回归中的平均边际效应十分接近,说明无论是否进一步筛选污水管网接通到家的农户样本,河道管护保洁队伍的监督作用都稳健存在,与唐林等<sup>[10]</sup>研究的结果一致。据调查,河道管护保洁队伍一般受聘于村委会和镇政府,他们的工资与河道保洁面积、保洁的难易程度、保洁后河道的干净程度等工作绩效挂钩,并受到村委会和镇政府的双重考核。因此,河道管护保洁队伍属于“先办事后拿钱”的群体,他们对农户乱排生活污水行为进行监督,既能直接约束农户的乱排行为<sup>[10]</sup>,又益于自身获利。村民监督、村干部监督在基准回归5~基准回归6中均未通过显著性检验,假说H1得到部分验证。可能的解释是,农户出于“多一事不如少一事”的心理而不去监督他人<sup>[10]</sup>,或者囿于传统思维、利益权衡而“流于表面”的消极、被动地监督他人<sup>[18]</sup>,导致村民监督未能直接发挥作用。而后农业税时代,国家的基础权利在农村中的表征载体被削弱,村民与村民小组、村级组织之间的联系变得松散,这种扁平化的治理使得村干部在动员和整合资源配置等方面的能力大为下降,进而导致村干部监督机制在农村环境保护方面发挥的作用不尽人意<sup>[22]</sup>。

(2) 控制变量对农户乱排生活污水行为的影响。基于基准回归5的平均边际效应,农户个体及家庭特征中的受教育年限变量,在5%的显著性水平下对农户乱排生活污水行为有直接的负向影响,与理论预期一致。保持其他条件不变,农户的受教育年限每增加一年,其乱排生活污水行为发生的可能性显著降低0.561%,与何可等<sup>[22]</sup>、何凌霄等<sup>[28]</sup>和史恒通等<sup>[38]</sup>研究的结果一致。可能的解释是,一方面,更高的文化程度能增强农户通过“干中学”掌握处理生活污水的相关能力<sup>[22]</sup>;另一方面,文化程度较高的农户也更容易接受新事



表3 基准回归的估计结果

Table 3 Results of benchmark regression

变量名称	基准回归1	基准回归2	基准回归3	基准回归4	基准回归5	平均边际效应 (基于基准回归5)	基准回归6	平均边际效应 (基于基准回归6)
村民监督	-0.158* (0.009)	-0.170* (0.088)	-0.162* (0.090)	-0.085 (0.093)	-0.079 (0.092)	-2.281% (0.027)	-0.164 (0.185)	-2.808% (0.032)
河道管护 保洁队伍 监督	-0.389*** (0.082)	-0.361*** (0.082)	-0.350*** (0.081)	-0.304*** (0.083)	-0.306*** (0.083)	-8.855%*** (0.238)	-0.521*** (0.156)	-8.941%*** (0.027)
村干部监督	-0.027 (0.093)	-0.033 (0.094)	0.013 (0.094)	0.034 (0.098)	0.043 (0.098)	1.236% (0.028)	0.351 (0.220)	6.017% (0.038)
性别	—	0.066 (0.063)	0.063 (0.064)	0.055 (0.066)	0.057 (0.067)	1.637% (0.019)	0.038 (0.138)	0.651% (0.024)
年龄	—	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	0.001 (0.003)	0.038% (0.001)	0.003 (0.006)	0.056% (0.001)
受教育年限	—	-0.023*** (0.009)	-0.020** (0.009)	-0.019** (0.009)	-0.019** (0.009)	-0.561%** (0.003)	-0.009 (0.018)	-0.154% (0.003)
村干部身份	—	-0.058 (0.111)	-0.060 (0.111)	-0.023 (0.118)	-0.024 (0.119)	-0.685% (0.034)	-0.051 (0.258)	-0.873% (0.044)
家庭总人口	—	0.021 (0.017)	0.019 (0.017)	0.009 (0.018)	0.010 (0.018)	0.288% (0.005)	-0.028 (0.034)	-0.466% (0.006)
家庭总收入	—	-0.111*** (0.037)	-0.101*** (0.037)	-0.058 (0.040)	-0.058 (0.040)	-0.017% (0.011)	-0.087 (0.077)	-1.497% (0.013)
政策了解度	—	—	-0.004 (0.034)	-0.015 (0.032)	-0.013 (0.033)	-0.381% (0.009)	-0.110* (0.060)	-1.892%* (0.010)
环保意识	—	—	-0.160*** (0.042)	-0.156*** (0.046)	-0.156*** (0.046)	-4.507%*** (0.013)	-0.287*** (0.107)	-4.931%*** (0.018)
河道管护保 洁队伍人数	—	—	—	-0.017** (0.008)	-0.017** (0.008)	-0.488%** (0.002)	-0.002 (0.022)	-0.034% (0.004)
污水管网接 通到家	—	—	—	-0.606*** (0.095)	-0.597*** (0.096)	-17.269%*** (0.027)	—	—
综合示范村	—	—	—	—	-0.267** (0.126)	-7.722%** (0.037)	-0.110 (0.167)	-1.880% (0.029)
到乡镇距离	—	—	—	—	-0.004 (0.012)	-0.112% (0.003)	-0.003 (0.017)	-0.044% (0.003)
常数项	-0.672*** (0.199)	-0.538* (0.282)	0.073 (0.326)	0.498 (0.440)	0.511 (0.443)	—	1.026 (0.986)	—
观测值/户	2595	2580	2580	2353	2353	2353	785	785
对数伪似 然函数值	-1364.375	-1339.110	-1330.810	-1207.690	-1205.476	—	-247.990	—
Pseudo R <sup>2</sup>	0.087	0.098	0.103	0.127	0.128	—	0.093	—

注：为提高估计的准确性，对家庭总收入取对数。总共调研4010户农户，基准回归1所用样本为2595户（剔除缺失因变量值的21户样本，以及没有河道管护保洁队伍的1394户样本）；基准回归2~基准回归3所用样本为2580户（进一步剔除家庭总收入为0，导致家庭总收入无法取对数的15户样本）；基准回归4~基准回归5所用样本为2353户（更进一步剔除缺失污水管网接通到家变量值的227户样本）；基准回归6所用样本为785户（再进一步剔除污水管网未接通到家的1568户样本）；小括号里是村级聚类标准误；所有回归都控制了地级市虚拟变量，因篇幅限制省略其回归结果，若有需要请联系第一作者；下同。



物,对生活污水治理在农村环境治理中发挥的重要作用也了解的更深<sup>[38]</sup>。农户环境认知特征中的环保意识变量,在1%的显著性水平下对农户乱排生活污水行为有直接的负向影响,与理论预期一致。保持其他条件不变,农户的环保意识每提升一个单位,其乱排生活污水行为发生的可能性显著降低4.507%,与唐林等<sup>[10,26]</sup>研究的结果一致。可能是因为人的主观意识对行为有重要影响,农户的环保意识越强烈,不乱排的可能性就越大<sup>[10,27]</sup>。外部环境特征中,河道管护保洁队伍人数变量、污水管网接通到家变量分别在5%和1%的显著性水平下对农户乱排生活污水行为有直接的负向影响,与理论预期一致。保持其他条件不变,河道管护保洁队伍人数每增加一人,农户乱排生活污水行为发生的可能性显著降低0.488%。可能是河道管护保洁队伍人数越多,农户乱排的成本就越高<sup>[10]</sup>,乱排行为发生的可能性就越低。而保持其他条件不变,污水管网接通到家,农户乱排生活污水行为发生的可能性显著降低17.269%。可能是接通污水管网,可以降低农户不乱排的成本,进而降低乱排发生的可能性。村庄特征中的综合示范村变量,在5%的显著性水平下对农户乱排生活污水行为有直接的负向影响,与理论预期一致。保持其他条件不变,综合示范村的农户跟非综合示范村的农户相比,乱排生活污水的可能性显著低了7.722%,与闵师等<sup>[2]</sup>研究的结果一致。可能是因为综合示范村的荣誉,对农户不乱排有一定的鼓励和激励作用。进一步筛选污水管网接通到家的农户样本进行回归(基准回归6),仅有农户环境认知特征变量中的政策了解度、环保意识,分别在10%和1%的显著性水平下对农户乱排生活污水行为有直接的负向影响,与理论预期一致。基准回归5~基准回归6中控制变量的显著性差异可能是由回归样本数量减少所致,未来需要更多研究对此进行检验。

### 3.2 调节效应回归

同样,考虑到多重共线性问题,对式(2)回归之前先对变量进行共线性诊断。由于交互项的加入,变量的平均VIF升至3.59,但所有变量的VIF均在可接受范围内,说明变量之间的多重共线性不严重。

表4报告了式(2)的回归结果。其中,交互项回归1是对全样本进行回归的结果。交互项回归2是在交互项回归1的基础上,进一步筛选出污水管网接通到家的农户样本进行的回归,因而为部分样本回归的结果。调节效应的分析关键是估计和检验模型中交互项的系数,若交互项系数显著,说明调节效应显著<sup>[36,39]</sup>。全样本中(交互项回归1),河道管护保洁队伍监督和管群关系的交互项系数、村干部监督和干群关系的交互项系数、村干部监督和村民监督的交互项系数都在10%的显著性水平下通过检验,说明管群关系对河道管护保洁队伍监督的调节效应存在、干群关系对村干部监督的调节效应存在、村民监督对村干部监督的调节效应存在。而部分样本中(交互项回归2),仅有村干部监督和干群关系的交互项系数依然在10%的显著性水平下通过检验,而河道管护保洁队伍监督和管群关系、村干部监督和村民监督的交互项系数不再显著。说明干群关系的调节效应稳健存在,而管群关系、村民监督的调节效应不够稳健。造成这种差异的原因尚不明确,可能是回归样本数量减少所致,也可能是当农户家接通污水管网后,管群关系和村民监督的调节作用便不再明显,未来需要更多研究对此进行检验和分析。

对调节效应研究,除汇报表4的回归结果外,更重要的是报告调节变量在各取值情况下,核心解释变量(受调节的变量)对因变量的边际效应及相应的标准误差<sup>[39]</sup>,加之二值Probit模型直接回归后得出的系数并非各解释变量对因变量的边际效应。故对表4中显著的交互项系数,表5进一步汇报其边际效应、边际交互效应及相应的标准误差。

村干部监督和村民监督交互项系数在全样本中显著(交叉项回归1),但在部分样本

中却不显著（交叉项回归2）。故表5进一步汇报全样本中村民监督和村干部监督在不同情境组合下农户发生乱排行为的边际效应及边际交互效应。当村民监督不存在时，村干部监督使得农户乱排行为发生的可能性由26.352%升至31.038%，增加幅度为4.686%。这符合经验直觉，当村民主体在农村污水治理中的监督缺位时，部分工作方式方法简单粗暴的村干部，很容易把农村环境问题的根源单方面归结于村民群众觉悟低、素质差，进而引起群众和村干部互相埋怨甚至村民敌视村干部。如此一来，村干部越监督规劝农户，农户越要做出与村干部“对着干”的乱排行为<sup>②</sup>。而当村民监督存在时，村干部监督使得农户乱排行为发生的可能性由31.729%降至26.871%，降低幅度为4.858%。边际交互效应显示，保持其他条件不变，仅将村民监督由缺位变

成在位，村干部监督能使农户乱排生活污水行为发生的可能性降低9.544%，且该边际交互效应在10%的显著性水平下通过检验，与预期设想一致。即村民监督的存在，能调节村干部监督发挥的作用，降低农户跟村干部“对着干”的乱排行为发生的可能性。

类似地，河道管护保洁队伍监督和管群关系的交互项系数在全样本中显著（交叉项回归1）但在部分样本中不显著（交叉项回归2）。故表5进一步报告全样本中管群关系和河道管护保洁队伍监督在不同情境组合下，农户发生乱排行为的边际效应及边际交互效应。当管群关系糟糕时，河道管护保洁队伍监督使得农户乱排行为发生的可能性从29.638%降至25.877%，降低幅度为3.761%。而当管群关系良好时，河道管护保洁队伍监督使得农户乱排行为发生的可能性由37.979%降至24.688%，降低幅度为13.291%（约是管群关系糟糕时降低幅度的3.5倍）。边际交互效应显示，保持其他条件不变，仅将管群关系由糟糕变为良好，河道管护保洁队伍监督能使农户乱排行为发生的可能性降低9.530%，且该边际交互效应在5%的显著性水平下通过检验，与预期设想一致。说明良好的管群关系，能放大河道管护保洁队伍发挥的监督作用，产生调节效应。

村干部监督和干群关系的交互项系数在全样本和部分样本中均显著（交叉项回归1~交叉项回归2）。故表5同时汇报了两组样本中，干群关系和村干部监督在不同情境组合下，农户发生乱排行为的边际效应及边际交互效应。全样本中，当干群关系糟糕时，村干部监督使得农户乱排行为发生的可能性由33.936%升至37.274%，增加幅度为3.338%。可能是因为缺乏良好的干群关系，农户容易感知到不合理和不公平，从而增加村干部监督的

表4 调节效应回归的估计结果

Table 4 Results of moderating effects

变量名称	交互项回归1 (全样本)	交互项回归2 (部分样本)
村民监督	0.080(0.214)	0.407(0.460)
河道管护保洁队伍监督	-0.163(0.138)	-0.651 <sup>**</sup> (0.294)
村干部监督	0.309 <sup>**</sup> (0.125)	0.761 <sup>***</sup> (0.270)
村民关系	0.096(0.112)	0.138(0.279)
管群关系	0.266 <sup>*</sup> (0.136)	0.070(0.244)
干群关系	-0.203(0.130)	0.154(0.298)
村民监督×村民关系	0.079(0.154)	-0.469(0.366)
河道管护保洁队伍监督×管群关系	-0.309 <sup>*</sup> (0.158)	0.038(0.306)
村干部监督×干群关系	-0.250 <sup>*</sup> (0.148)	-0.565 <sup>*</sup> (0.339)
河道管护保洁队伍监督×村民监督	0.053(0.165)	0.283(0.327)
村干部监督×村民监督	-0.323 <sup>*</sup> (0.185)	-0.448(0.419)
控制变量	已控制	已控制
常数项	0.137(0.477)	0.518(1.014)
观测值/户	2353	785
对数伪似然函数值	-1185.966	-243.444
Pseudo R <sup>2</sup>	0.142	0.110

② 信息来源：[http://www.wenming.cn/djw/sy/jjq/zxdjxx/201502/t20150225\\_2467017.shtml](http://www.wenming.cn/djw/sy/jjq/zxdjxx/201502/t20150225_2467017.shtml)。

表5 不同调节情景下社会监督的边际效应及边际交互效应

Table 5 Marginal effects and marginal interaction effects of social supervision under different scenarios			
全样本(N=2353)			
	村干部监督=0	村干部监督=1	边际交互效应
村民监督=0	26.352***[0.028]	31.038***[0.028]	(26.871-31.729)-(31.038-26.352)=-9.544*
村民监督=1	31.729***[0.047]	26.871***[0.016]	[0.056]
	河道管护保洁队伍监督=0	河道管护保洁队伍监督=1	边际交互效应
管群关系=0	29.638***[0.034]	25.877***[0.026]	(24.688-37.979)-(25.877-29.638)=-9.530**
管群关系=1	37.979***[0.034]	24.688***[0.016]	[0.048]
	村干部监督=0	村干部监督=1	边际交互效应
干群关系=0	33.936***[0.037]	37.274***[0.027]	(23.554-27.614)-(37.274-33.936)=-7.398*
干群关系=1	27.614***[0.040]	23.554***[0.018]	[0.046]
部分样本(污水管网接通到家的农户样本 N=785)			
	村干部监督=0	村干部监督=1	边际交互效应
干群关系=0	9.796**[0.041]	18.854***[0.041]	(10.442-12.485)-(18.854-9.796)=-11.101*
干群关系=1	12.485*[0.064]	10.442***[0.017]	[0.068]

注：第一列表示调节变量在不同情境下的取值情况；第二列和第三列反映了核心解释变量（受到调节的变量）在不同取值情况下，农户发生乱排行为的边际效应；第四列反映的是调节变量  $z$  和核心解释变量（受到调节的变量） $x$  之间的边际交互效应  $(P_{z=1,x=1}-P_{z=1,x=0})-(P_{z=0,x=1}-P_{z=0,x=0})$ <sup>[40]</sup>；边际效应和边际交互效应的单位为%；方括号里是稳健标准误。

执行成本，进而增加农户乱排的可能性<sup>[25]</sup>。当干群关系良好时，村干部监督使得农户乱排行为发生的可能性由 27.614% 降至 23.554%，降低幅度为 4.060%。边际交互效应显示，保持其他条件不变，仅将干群关系由糟糕变为良好，村干部监督能使农户乱排行为发生的可能性降低 7.398%，且该边际交互效应在 10% 的显著性水平下通过检验，与预期设想一致。说明良好的干群关系，能调节村干部监督发挥的作用，降低村干部监督的执行成本，进而减少农户乱排行为发生的可能性。与全样本中的结果相似，部分样本中农户发生乱排行为的边际效应在各情境下依然显著，且边际交互效应仍然在 10% 的显著性水平下通过检验。说明干群关系对村干部监督的调节作用稳健存在。而与全样本中结果不同的是，部分样本中的边际交互效应为 11.101%，比全样本中的高 3.703%。说明农户家的污水管网被接通后，干群关系对村干部监督降低农户乱排行为的调节作用被进一步放大了。

3.3 分群回归

男性农户、文化程度较高的农户、高收入农户在农村环境治理中具有更高的参与度<sup>[22,28,38]</sup>。另外，不同年龄的农户对社会监督的反应和社会关系的维系可能存在差异，进而影响其生活污水排放行为<sup>[10]</sup>。中国农村的农业从业人员主要以女性为主，且低学历农户较多<sup>[22]</sup>；加之农村生活污水治理的推广对象应当以适龄劳动人口为主，并且在推广实施中需要充分考虑农民的收入水平<sup>[22]</sup>。因而，本文选择按性别、文化程度、家庭总收入、年龄四种策略对样本数据进行分群回归。将受访者按性别划分为男性组和女性组；将受访者受教育年限在 9 年以上（下）的农户划分为高（低）文化组<sup>[23]</sup>；将受访者家庭总收入在样本均值以上（下）的农户划分为高（低）收入组；并将受访者年龄在 60 岁以上（下）的农户划分为老年（年轻）组<sup>[10]</sup>。

3.3.1 基准回归的分群估计

表6报告了基准回归的分群估计结果。最重要的发现是，河道管护保洁队伍监督的

回归系数基本在所有群体中通过了显著性检验。说明河道管护保洁队伍监督对规范农户乱排行为的作用，在农村群体中稳健存在。因而推断，参与共治治理农村环境的多元主体中，环境管护队伍的作用将越来越重要。

3.3.2 调节效应回归的分群估计

表7报告了调节效应的分群回归估计结果。若回归中交互项系数显著，说明调节效应存在<sup>[36,39]</sup>。

对于性别分群，男性群体中只有村民监督和干群关系的调节效应存在，而女性群体中仅有村民关系的调节效应存在。可能的原因是，男性相对慕强、好面子、重规则，在人力资本、制度资本和社会资本上都比女性更富足<sup>[41]</sup>，更加重视外在的村民监督和干部权威，而女性的情感诉求相对更高，更在意内在的情感交流与邻里关系维系，村民关系的作用也就更突出<sup>[42]</sup>。因而，鼓励村民间相互监督，发挥相互示范带动作用<sup>[22]</sup>，并积极培育干群关系，有利于降低村内男性群体乱排行为发生的可能性，而培育村民间良好的邻里关系，则利于降低女性群体乱排行为发生的可能性。

对于文化程度分群，高文化群体中只有干群关系和村民监督的调节效应存在，而低文化群体中仅存在村民关系的调节效应。可能是因为低文化群体在人力资本、制度资本和社会资本上都相对欠缺，因而更有抱团倾向，也更重视村民间的情感交流与关系维系，而高文化群体由于在上述方面具有优势，可能更尊重权威、重视外部监督。由此推断，鼓励村民间相互进行监督，利于降低村内高文化群体乱排行为发生的可能性，而鼓励村民间发展良好邻里关系，则利于降低低文化群体乱排行为发生的可能性。

对于家庭总收入分群，低收入群体中仅存在村民关系的调节效应，而高收入群体中未发现任何调节效应。可能的解释是，同低文化群体类似，低收入群体也相对弱势，其生活圈子可能仅限于村庄内部，因而更看重村民间的邻里关系，而高收入群体的生活和

表6 基准回归的分群估计结果

Table 6 Heterogeneity analysis of benchmark regression

变量名称	基准回归分群 1(女性)	基准回归分群 2(男性)	基准回归分群 3(低文化)	基准回归分群 4(高文化)	基准回归分群 5(低收入)	基准回归分群 6(高收入)	基准回归分群 7(年轻)	基准回归分群 8(老年)
村民监督	-0.308 (0.260)	0.093 (0.231)	-0.153 (0.491)	-0.819* (0.454)	0.039 (0.243)	-0.393 (0.287)	-0.160 (0.283)	-0.102 (0.249)
河道管护 保洁队伍监督	0.050 (0.212)	-1.228*** (0.262)	-0.297* (0.183)	-1.285*** (0.479)	-0.550*** (0.210)	-0.598** (0.299)	-0.791*** (0.255)	-0.414* (0.226)
村干部监督	0.635** (0.316)	0.068 (0.263)	0.230 (0.230)	0.795 (0.589)	0.051 (0.239)	0.757** (0.361)	0.424 (0.330)	0.261 (0.278)
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
常数项	0.823 (1.339)	-2.340** (1.060)	0.766 (1.074)	-3.517* (1.982)	7.407*** (1.130)	-3.784*** (0.831)	-2.978** (0.944)	1.515 (1.167)
观测值/户	379	406	603	182	368	417	388	397
对数伪似然 函数值	-116.215	-114.887	-196.886	-30.720	-133.486	-97.645	-97.717	-138.748
Pseudo R <sup>2</sup>	0.105	0.199	0.091	0.456	0.120	0.171	0.169	0.100

注：部分样本（污水管网接通到家的农户样本，N=785）的分群回归结果与全样本（N=2353）的分群回归结果相似，受篇幅限制，此处仅汇报部分样本的分群回归估计结果。若需要全样本的分群回归估计结果，请联系第一作者；下同。



表7 调节效应的分群估计结果  
Table 7 Heterogeneity analysis of moderating effects

变量名称	交互项回归分群1 (女性)	交互项回归分群2 (男性)	交互项回归分群3 (低文化)	交互项回归分群4 (高文化)	交互项回归分群5 (低文化)	交互项回归分群6 (高文化)	交互项回归分群7 (年轻)	交互项回归分群8 (老年)
村民监督	0.948 (0.832)	0.440 (0. 685)	0.556 (0.561)	3.831*** (1.474)	1.162 (0.719)	0.396 (0.648)	-0.465 (0.818)	0.974* (0.549)
河道管护保洁队伍监督	0.023 (0.371)	-5.396*** (0.426)	-0.341 (0.335)	-2.104* (1.180)	-0.776** (0.352)	-0.305 (0.502)	-0.842 (0.648)	-0.472 (0.360)
村干部监督	1.128*** (0.419)	0.967** (0.422)	0.592** (0.292)	4.663* (1.818)	0.603 (0.409)	1.442*** (0.461)	1.141*** (0.358)	0.447 (0.409)
村民关系	0.862* (0.442)	-0.522 (0.557)	0.375 (0.297)	-0.917 (1.184)	0.243 (0.427)	-0.212 (0.341)	-0.462 (0.412)	0.324 (0.447)
管群关系	-0.326 (0.316)	0.573 (0.406)	0.091 (0.295)	-1.275 (1.067)	-0.245 (0.401)	0.397 (0.375)	0.990* (0.571)	-0.550 (0.343)
干群关系	0.260 (0.445)	0.487 (0.477)	0.061 (0.308)	7.892*** (2.208)	0.098 (0.446)	0.844* (0.465)	0.187 (0.420)	-0.056 (0.412)
村民监督×村民关系	-1.189** (0.593)	0.001 (0.624)	-0.734* (0.405)	-0.584 (1.139)	-1.037* (0.625)	-0.295 (0.385)	0.504 (0.610)	-1.056* (0.573)
河道管护保洁队伍监督×管群关系	0.281 (0.434)	-0.272 (0.489)	0.039 (0.361)	0.776 (1.017)	0.645 (0.480)	-0.675 (0.468)	-0.783 (0.614)	0.858** (0.431)
村干部监督×干群关系	-0.677 (0.554)	-1.137** (0.519)	-0.630* (0.360)	-6.874*** (1.996)	-0.858 (0.540)	-0.913 (0.576)	-0.782* (0.451)	-0.334 (0.487)
河道管护保洁队伍监督×村民监督	-0.10 (0.459)	4.723*** (0.474)	0.152 (0.392)	0.676 (1.585)	-0.180 (0.465)	0.414 (0.521)	1.105* (0.577)	-0.416 (0.455)
村干部监督×村民监督	-0.306 (0.639)	-0.939 (0.662)	-0.276 (0.467)	-5.627** (2.417)	-0.335 (0.616)	-0.827 (0.693)	-0.824 (0.545)	-0.095 (0.584)
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
常数项	-0.045 (1.468)	-3.259*** (1.248)	0.062 (1.152)	-11.373 (3.585)	7.254 (1.034)	-4.589 (0.998)	-3.370*** (0.969)	1.166 (1.241)
观测值/户	379	406	603	182	368	417	388	397
对数伪似然函数值	-112.638	-107.163	-191.245	-24.095	-127.041	-94.571	-91.178	-133.357
Pseudo R <sup>2</sup>	0.133	0.253	0.117	0.573	0.163	0.197	0.225	0.135

工作半径可能不限于此，随着其生存半径的不断扩展，村庄内各类社会关系和监督作用也相应减弱。据此推断，鼓励村民间发展良好邻里关系，利于降低低收入群体的乱排行为，而对于高收入群体，可能需要更加重视正式规则和制度约束。

对于年龄分群，老年群体中只有村民关系和管群关系的调节效应存在，而年轻群体中只有干群关系和村民监督的调节效应存在。可能的原因是，老年群体同低文化群体、低收入群体一样，也属于弱势群体，更重视情感诉求和日常生活中的关系维系，而年轻群体更重规则、外部监督和干部权威。因而，鼓励村民间相互进行监督并积极培育干群关系，利于降低村内年轻群体乱排行为发生的可能性，而鼓励村民间发展良好邻里关系并积极培育管群关系，利于降低老年群体乱排行为发生的可能性。由此推断，随着年轻的农户回流至农村，村民监督和干群关系的调节作用将越来越明显。

4 结论与政策启示

本文根据农村社会多元主体类型，细分出村民监督、河道管护保洁队伍监督、村干部监督三种社会监督类别，分析了社会监督对规范农户乱排生活污水行为的作用机理，

并进一步将其嵌入农村社会关系中进行考察。基于江苏省13个地级市2335个微观农户样本,运用Probit模型回归分析,得出以下主要研究结论:(1)社会监督能减少农户的乱排行为,这主要体现在河道管护保洁队伍监督作用的发挥。(2)社会监督受到社会关系的调节,主要体现在村干部的监督作用受到干群关系的调节。当干群关系良好时,村干部监督能有效抑制农户的乱排行为;而当干群关系糟糕时,村干部监督反而会刺激农户乱排行为的发生。(3)在各种类型的农户群体中,仅有河道管护保洁队伍发挥的监督作用稳健存在,这可能意味着该主体将在农村环境多元共治中发挥越来越重要的作用。此外,对于女性群体、低文化群体、低收入群体和老年群体,社会监督的作用受到村民关系和管群关系的调节;而对于男性群体、高文化群体、高收入群体和年轻群体,社会监督的作用受到干群关系和村民主体间相互监督的调节。

基于以上结论,为引导多元主体参与农村生活污水治理,发挥社会监督应有的作用,提升农村生活污水治理水平。应关注以下三个方面:

(1)壮大村庄管护队伍,提升专业化监督覆盖面。一方面,对于经济欠发达地区,建议增加财政资金倾斜力度,按照村庄人口规模、居住分布等特点,补齐管护队伍不足的短板,而对于经济发达地区,建议引导社会资本参与农村生活污水治理工作,建立更为专业化的管护队伍;另一方面,在壮大村庄管护队伍的基础上,进一步健全管护队伍监督机制,通过完善合同制度、建立奖惩机制,激励管护队伍更好地发挥监督作用,提升专业化监督覆盖面。

(2)创新激励手段,引导和鼓励村民积极发挥监督作用。一方面,建议通过网络、宣传手册、广播、电视等多种途径引导村民参与社会监督,使其逐步成为被普遍接受和遵守的村规民约;另一方面,建议物质奖励和精神激励相结合,借鉴“爱心超市”“积分储蓄站”等实践样板,增强村民参与监督的动力,并通过开展“红黑榜”、“打擂比武”等创优争先活动,激发村民参与监督的热情。

(3)要特别重视干群关系和管群关系的培育。一方面,建议通过百姓议事会、乡贤参事会、道德讲堂等形式,增进干群、管群间的交往互动,营造一个相互理解、相互监督的村庄环境管护氛围;另一方面,建议通过完善农村基层的纠纷调处机制,积极化解干群间可能存在的纠纷,建立起信任与合作的干群关系,以此更好地发挥多元主体参与社会监督的作用,提升农村生活污水治理水平。

## 参考文献(References):

- [1] 胡春华. 加强生活污水治理 促进农村厕所革命. [http://www.gov.cn/guowuyuan/2019-01/24/content\\_5360952.htm](http://www.gov.cn/guowuyuan/2019-01/24/content_5360952.htm), 2019-01-24/2020-10-15. [HU C H. Strengthening domestic sewage treatment and promoting rural toilet revolution. [http://www.gov.cn/guowuyuan/2019-01/24/content\\_5360952.htm](http://www.gov.cn/guowuyuan/2019-01/24/content_5360952.htm), 2019-01-24/2020-10-15.]
- [2] 闵师, 王晓兵, 侯玲玲, 等. 农户参与人居环境整治的影响因素: 基于西南山区的调查数据. 中国农村观察, 2019, (4): 94-110. [MIN S, WANG X B, HOU L L, et al. The determinants of farmers' participation in rural living environment improvement programs: Evidence from mountainous areas in Southwest China. China Rural Survey, 2019, (4): 94-110.]
- [3] 杜焱强, 刘平养, 包存宽, 等. 社会资本视阈下的农村环境治理研究: 以欠发达地区J村养殖污染为个案. 公共管理学报, 2016, 13(4): 101-112. [DU Y Q, LIU P Y, BAO C K, et al. A study on the rural environmental governance through the lens of social capital: A case of livestock farming pollution in the undeveloped region. Journal of Public Management, 2016, 13(4): 101-112.]
- [4] 李裕瑞, 曹丽哲, 王鹏艳, 等. 论农村人居环境整治与乡村振兴. 自然资源学报, 2022, 37(1): 96-109. [LI Y R, CAO L Z, WANG P Y, et al. Rural living environment improvement and rural revitalization. Journal of Natural Resources, 2022, 37(1): 96-109.]

- [5] 王成, 代蕊莲, 陈静, 等. 乡村人居环境系统韧性的演变规律及其提升路径: 以国家城乡融合发展试验区重庆西部片区为例. 自然资源学报, 2022, 37(3): 645-661. [WANG C, DAI R L, CHEN J, et al. Research on the evolution law and promotion pathway of rural human settlements system resilience: A case study of Western Chongqing, a national pilot area for urban-rural integration. *Journal of Natural Resources*, 2022, 37(3): 645-661.]
- [6] 张童朝, 颜廷武, 张俊飏. 德政何以善治, 村域干群关系如何影响农民参与农业废弃物资源化: 来自四川省1372份农户数据的验证. 南京农业大学学报: 社会科学版, 2020, 20(1): 150-160. [ZHANG T C, YAN T W, ZHANG J B. How the rural cadre-farmer relationship affects the farmers' agricultural waste utilization: Based on the survey data of 1372 farmers in four provinces. *Journal of Nanjing Agricultural University: Social Sciences Edition*, 2020, 20(1): 150-160.]
- [7] 杜焱强, 刘平养, 吴娜伟. 政府和社会资本合作会成为中国农村环境治理的新模式吗: 基于全国若干案例的现实检验. 中国农村经济, 2018, (12): 67-82. [DU Y Q, LIU P Y, WU N W. Can public private partnership (PPP) in rural environmental governance become a new governance model in China: An analysis based on a reality testing on six cases. *Chinese Rural Economy*, 2018, (12): 67-82.]
- [8] KATHURIA V. Informal regulation of pollution in a developing country: Evidence from India. *Ecological Economics*, 2007, 63: 403-417.
- [9] GUO J, BAI J. The Role of public participation in environmental governance: Empirical evidence from China. *Sustainability*, 2019, 11(17): 4696.
- [10] 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): 20-35. [TANG L, LUO X F, ZHANG J B. Social supervision, group identity and farmers' domestic waste centralized disposal behavior: An analysis based on mediation effect and regulation effect of the face concept. *China Rural Survey*, 2019, (2): 20-35.]
- [11] 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, 42(12): 2354-2369. [SUN Q L, FANG K X, LIU T P. Impact of social norms and public supervision on the willingness and behavior of farming households to participate in rural living environment improvement: Empirical analysis based on generalized continuous ratio model. *Resources Science*, 2020, 42(12): 2354-2369.]
- [12] 刘承毅, 王建国. 声誉激励、社会监督与质量规制: 城市垃圾处理行业中的博弈分析. 产经评论, 2014, (2): 93-106. [LIU C Y, WANG J M. Reputation incentive, social supervision and quality regulation: Game analysis in the waste disposal industry. *Forward Position or Economics*, 2014, (2): 93-106.]
- [13] 金书秦, 韩冬梅. 我国农村环境保护四十年: 问题演进、政策应对及机构变迁. 南京工业大学学报: 社会科学版, 2015, 14(2): 71-78. [JIN S Q, HAN D M. A historical review of China's rural environmental protection in the past 40 years: Problems, policy responses, and organization changes. *Journal of Nanjing Tech University: Social Sciences Edition*, 2015, 14(2): 71-78.]
- [14] 袁平, 朱立志. 中国农业污染防控: 环境规制缺陷与利益相关者的逆向选择. 农业经济问题, 2015, 36(11): 75-82, 114. [YUAN P, ZHU L Z. Agricultural pollution prevention and control in China: Deficiencies of environmental regulation and the stake holder's adverse selection. *Issues in Agricultural Economy*, 2015, 36(11): 75-82, 114.]
- [15] 汪国华. 大共同体与差序格局互构: 中国农村点源污染治理困境研究. 中国农业大学学报: 社会科学版, 2012, (1): 45-50. [WANG G H. Mutual constructing of great community and the differential mode of association: Research on the governance dilemma of rural point source pollution. *Journal of China Agricultural University: Social Science Edition*, 2012, (1): 45-50.]
- [16] 沈费伟, 刘祖云. 农村环境善治的逻辑重塑: 基于利益相关者理论的分析. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(5): 32-38. [SHEN F W, LIU Z Y. Logic reconstruction of good governance for village environment: The analysis based on the stakeholders theory. *China Population, Resources and Environment*, 2016, 26(5): 32-38.]
- [17] 戚晓明. 乡村振兴背景下农村环境治理的主体变迁与机制创新. 江苏社会科学, 2018, (5): 31-38. [QI X M. Changes in the mechanism innovation of rural environmental governance in the context of rural revitalization. *Jiangsu Social Sciences*, 2018, (5): 31-38.]
- [18] 蒋培. 规训与惩罚: 浙中农村生活垃圾分类处理的社会逻辑分析. 华中农业大学学报: 社会科学版, 2019, (3): 103-110. [JIANG P. Discipline and punishment: Social logic analysis of classified treatment of rural domestic waste in Zhejiang province. *Journal of Huazhong Agricultural University: Social Science Edition*, 2019, (3): 103-110.]
- [19] 沈费伟. 农村环境参与式治理的实现路径考察: 基于浙江获港村的个案研究. 农业经济问题, 2019, (8): 32-41. [SHEN F W. Investigation on the path of realizing participatory governance in rural environment: Case study based on digang village in North Zhejiang. *Issues in Agricultural Economy*, 2019, (8): 32-41.]

- [20] 郭利京, 赵瑾. 农户亲环境行为的影响机制及政策干预: 以秸秆处理行为为例. 农业经济问题, 2014, 35(12): 78-84. [GUO L J, ZHAO J. Farmers pro-environmental behavior modeling and interventions policy in the case of the straw processing behavior. Issues in Agricultural Economy, 2014, 35(12): 78-84.]
- [21] 于婷, 于法稳. 环境规制政策情境下畜禽养殖废弃物资源化利用认知对养殖户参与意愿的影响分析. 中国农村经济, 2019, (8): 91-108. [YU T, YU F W. The impact of cognition of livestock waste resource utilization on farmers' participation willingness in the context of environmental regulation policy. Chinese Rural Economy, 2019, (8): 91-108.]
- [22] 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. 管理世界, 2015, (5): 75-88. [HE K, ZHANG J B, ZHANG L, et al. The interpersonal trust, the system trust, and farmers' willingness to participate in environmental control: A study that takes as an example the resources of the agricultural wastes. Management World, 2015, (5): 75-88.]
- [23] 颜廷武, 何可, 张俊飏. 社会资本对农民环保投资意愿的影响分析: 来自湖北农村农业废弃物资源化的实证研究. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(1): 158-164. [YAN T W, HE K, ZHANG J B. Analysis of social capital influencing farmers' willingness of environmental protection investment: Evidence from empirical study on reusing agricultural wastes in Hubei rural areas. China Population, Resources and Environment, 2016, 26(1): 158-164.]
- [24] 贾亚娟, 赵敏娟. 环境关心和制度信任对农户参与农村生活垃圾治理意愿的影响. 资源科学, 2019, 41(8): 1500-1512. [JIA Y J, ZHAO M J. The influence of environmental concern and institutional trust on farmers' willingness to participate in rural domestic waste treatment. Resources Science, 2019, 41(8): 1500-1512.]
- [25] 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. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(10): 44-52. [XU Z G, ZHANG J, QIU H G. Effects of reputation demands on farmers' pro-environmental behavior: Taking the farmers' disposal behavior of poultry waste as an example. China Population, Resources and Environment, 2016, 26(10): 44-52.]
- [26] 唐林, 罗小锋, 黄炎忠, 等. 劳动力流动抑制了农户参与村域环境治理吗: 基于湖北省的调查数据. 中国农村经济, 2019, (9): 88-103. [TANG L, LUO X F, HUANG Y Z, et al. Does labor mobility inhibit farmers' participation in village environmental governance: An analysis based on survey data from Hubei province. Chinese Rural Economy, 2019, (9): 88-103.]
- [27] 苏敏, 冯淑怡, 陆华良, 等. 农户参与农村生活垃圾治理的行为机制: 基于大五人格特质的调节效应. 资源科学, 2021, 43(11): 2236-2250. [SU M, FENG S Y, LU H L, et al. Farmers' domestic waste disposal behavior: Moderating effects based on big five personality traits. Resources Science, 2021, 43(11): 2236-2250.]
- [28] 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. 农业经济问题, 2017, (1): 10-22, 111. [HE L X, ZHANG Z G, NAN Y Q, et al. Institutional rules and cadre-farmer relationship: Solve the dilemma in rural infrastructures' maintenance action. Issues in Agricultural Economy, 2017, (1): 10-22, 111.]
- [29] 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. 中国人口资源与环境, 2017, 27(5): 17-26. [XU L Y, DU J G, WANG W L. Evolutionary game analysis on rural water environmental governance. China Population, Resources and Environment, 2017, 27(5): 17-26.]
- [30] 曹海林. 农村水环境保护: 监管困境及新行动策略建构. 社会科学研究, 2010, (6): 113-118. [CAO H L. Rural water environmental protection: Regulatory dilemma and new action strategy construction. Social Science Research, 2010, (6): 113-118.]
- [31] 于法稳, 于婷. 农村生活污水治理模式及对策研究. 重庆社会科学, 2019, (3): 6-17. [YU F W, YU T. Study on the model and countermeasure of rural domestic sewage treatment. Chongqing Social Sciences, 2019, (3): 6-17.]
- [32] 马怀平, 项俊波, 赵耿, 等. 监督学概论. 北京: 中国财政经济出版社, 1990: 23-25. [MA H P, XIANG J B, ZHAO G, et al. Introduction to Supervision. Beijing: Chinese Financial & Economic Publishing House, 1990: 23-25.]
- [33] 王之义, 张有松, 黄长权, 等. 高邮市“以河养河”三种模式. 中国农村水利水电, 2007, (9): 41-42. [WANG Z Y, ZHANG Y S, HUANG C Q, et al. Three models of "raising rivers by rivers" in Gaoyou city. China Rural Water and Hydropower, 2007, (9): 41-42.]
- [34] GRANOVETTER M. Economic action and social structure: The problem of embeddedness. American Journal of Sociology, 1985, 91(3): 481-510.
- [35] 王绍光, 刘欣. 信任的基础: 一种理性的解释. 社会学研究, 2002, (3): 23-39. [WANG S G, LIU X. The foundations of trust: A rational explanation. Sociological Studies, 2002, (3): 23-39.]
- [36] 温忠麟, 侯杰泰, 张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用. 心理学报, 2005, 37(2): 268-274. [WEN Z L, HOU T J, ZHANG L. A comparison of moderator and mediator and their applications. Acta Psychologica Sinica, 2005, 37(2): 268-274.]



- [37] 江苏省统计局, 国家统计局江苏调查总队编. 江苏统计年鉴 2019. 北京: 中国统计出版社, 2019: 75-136. [Compiled by Jiangsu Provincial Statistics Bureau, Survey Office of the National Bureau of Statistics in Jiangsu. Jiangsu Statistical Yearbook 2019. Beijing: China Statistics Press, 2019: 75-136.]
- [38] 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. 中国农村经济, 2018, (1): 34-45. [SHI H T, SUI D C, WU H X, et al. The influence of social capital on farmers' participation in watershed ecological management behavior: Evidence from Heihe Basin. Chinese Rural Economy, 2018, (1): 34-45.]
- [39] BRAMBOR T. Understanding interaction models: Improving empirical analyses. *Political Analysis*, 2006, 14(1): 63-82.
- [40] NORTON E, WANG H, AI C. Computing Interaction effects and standard errors in logit and probit models. *The Stata Journal*, 2004, 4(2): 154-167.
- [41] 吴惠芳, 饶静. 农村留守妇女的社会网络重构行动分析. 中国农村观察, 2010, (4): 81-88. [WU H F, RAO J. Analysis on the social network reconstruction actions of rural left-behind women. China Rural Survey, 2010, (4): 81-88.]
- [42] 韩国明, 张佩. 村庄空心化背景下以留守妇女为主体的农民合作社发展研究. 理论月刊, 2012, (11): 167-172. [HAN G M, ZHANG P. Study on the development of farmers' cooperatives among rural left-behind women in the context of village hollowing out. Theory Monthly, 2012, (11): 167-172.]

## The impact of social supervision on household's sewage discharge behavior: Evidence from Jiangsu province

SU Min<sup>1</sup>, FAN Peng-fei<sup>1</sup>, ZHANG Lan<sup>1</sup>, FENG Shu-yi<sup>2</sup>

(1. College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China; 2. China Resources, Environment and Development Academy, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

**Abstract:** As a means for multiple subjects to participate in rural environmental governance, social supervision can effectively overcome failures of government supervision and regulate farmers' behavior. This study put social supervision in rural social relations and deeply examined the mechanisms of social supervision on regulating households' domestic sewage discharge behavior (HDSDB). By adopting the Binary Probit Model and conducting an empirical analysis based on the sample of 2335 households from 13 prefecture-level cities in Jiangsu province, we found that: (1) Social supervision could reduce HDSDB, but this was mainly due to the river management teams' supervision. (2) Social relations moderated social supervision, mainly reflected in the supervision of village cadres being moderated by the cadre-farmer relations. Village cadres' supervision significantly decreased HDSDB only if the cadre-farmer relations were good. Otherwise, it significantly stimulated HDSDB. (3) It was robust that the river management teams' supervision significantly decreased HDSDB among different farmer groups according to the heterogeneity test. Moreover, for female, low literacy, low income, and elderly farmer groups, social supervision is moderated by farmer-farmer relations and river management team-farmer relations. However, social supervision is moderated by cadre-farmer relations and mutual supervision among rural households for males, high literacy, high income, and young groups.

**Keywords:** social supervision; social relations; moderating effect; rural sewage governance performance; households' sewage discharge behavior