



农村水污染治理的农户参与意愿及其影响因素分析

付文凤,姜海*,房娟娟

(南京农业大学 公共管理学院,江苏 南京 210095)

摘要:论文在理论分析农村水污染治理农户参与意愿影响因素的基础上,结合江苏省宜兴市农户调研数据,运用有序 logit 模型,分析农户个人及其家庭特征、水资源利用现状及水污染治理认知等因素对农户参与水污染治理意愿的影响。研究发现:日常用量最多的水源、河湖水质相关与关心程度、厕所污水排放方式、生活污水的污染源认知及农民参与农村水污染治理的必要性认知等变量对农户参与意愿产生显著正向影响,而性别、家庭人口数等变量对农户参与意愿具有显著负向影响。因此,应通过加大环保宣传教育、示范引导及监督管理,提高农户环保认知水平,推动农户环境保护知行一致;同时,实施环境监测、信息公开及设立农村合作社或社区等措施,探索建立利益主体动态利益联结机制,保障农户在农村水污染治理中的主体地位。

关键词:水污染治理;农户参与意愿;影响因素;有序 Logit 模型

中图分类号:F320 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2018)04-0119-08

改革开放以来,我国农业稳步发展,农村经济逐渐繁荣,但与之形成鲜明对比的是诸如农村垃圾随意堆放、化肥和农药过度使用、城市污染向农村转移等现象日益加剧,农村环境污染已成为当前社会经济发展中的突出问题。其中,水污染是农村环境污染的主要媒介,排入水体的污染物超过水环境容量,水质恶化,水环境呈现出重金属超标、富营养化等现象,加剧水资源短缺,扰乱和破坏农民的正常生产生活和身体健康。基于此,国家和各级政府推动实施农村污水管网集中处理、农田氮磷拦截工程等一系列水污染治理措施,对遏制水环境恶化发挥了重要作用^[1]。但由于农村水污染的污染源小而多,污染面广而散,且当前农村水污染治理工作主要由政府主导,对农民水环境治理需求及参与积极性关注不足,极易出现治理工程不符合农民需求、资金不足、管护不善等问题,引致农村水污染治理成效不显著。

目前,有关农村水污染治理的研究较多。工业废水、农田尾水、农村生活垃圾与污水、畜禽养殖粪污等是农村水污染的主要来源,同时水生态退化、水体自净能力降低加剧了农村水污染形势。农村环保体系不健全、监督管理缺位、财政投入不足、治理主体缺失、农民环保意识淡薄等是农村水污染问题的主要成因^[2],其中,治理主体缺失是引致农村水污染治理成效不显著的根源。应反思以政府为主体的农村环境治理模式^[3],改善农村环境需要不同主体的共同努

收稿日期:2017-06-29

基金项目:国家水体污染控制与治理科技重大专项“竺山湾湖滨缓冲带生态建设与功能修复技术集成研究及工程示范”(2012ZX07101-009);江苏省太湖水污染治理专项资金(第七期)管理类科研课题“分散式畜禽养殖粪污集中收集处理模式与配套政策研究”(TH2013306)

作者简介:付文凤,女,南京农业大学公共管理学院博士生,E-mail:2014209020@njau.edu.cn;姜海,男,南京农业大学公共管理学院教授,博士生导师,E-mail:jianghai@njau.edu.cn。

*姜海为本文通信作者。

力^[4]。农户是农村环境污染的制造者之一,也是环境改善的直接受益者,还是农村环境治理的核心利益主体之一^[5]。农民的积极参与对提高农村环境治理效果尤为重要^[6-7]。但现有研究的环境意识调查对象多集中于城市居民,针对农村居民的相对较少,尤其缺乏对作为农村直接行为主体的农户的感知和意愿进行研究。因此,本文将在理论分析农户参与农村水污染治理意愿及其影响因素的基础上,结合太湖流域江苏省宜兴市的农户调研数据,运用有序 Logit 模型识别农户参与意愿影响因素及其显著程度,提出相关政策建议,为提升农村水污染治理成效提供参考。

一、分析框架与变量确定

(一) 农户参与农村水污染治理的理论基础

农村水污染治理工作在受益上存在非排他性和非竞争性,属于公共物品,涉及的利益相关者较多,包括中央和地方政府组织、村集体及当地农户等,各利益主体都有搭便车的动机。一般来说,中央政府是水污染治理的倡导者和推动者,在安排中央财政支持时一般要求地方政府按比例配套费用,但鉴于环境治理投资大、直接经济效益低、近期效益不显著等特征,在以经济增长为核心的政府绩效考核体系下,环境治理往往处于地方政府投资意愿末端,希望中央增加投入并减少地方投资责任,信息不对称时产生非合作博弈^[8],流域内地方政府之间也极易形成环境规制的“囚徒困境”。并且,当地农户由于受益主体数量庞大,“搭便车”的动机更大,往往寄希望于政府。最终,现实中极易形成农村水污染治理主体缺失和投入不足的困境。

但在道德观念、社会规范和集体认同的影响下,人们将会参与公共物品供给,并使其供给量达到最优水平^[9]。“搭便车”现象确实存在,但“搭便车”强假设(没有人会愿意供给公共物品)却是明显错误的^[10]。实验经济学证据还表明,公共物品供给参与人的社会偏好具有异质性^[11],异质性社会偏好类型的个体会表现出差异性的公共物品供给意愿水平^[12]。现阶段,农户是广大农村生产、投资与经营活动的主体和直接参与者,也是最基本的决策单位^[13],为了改善自身生存环境,提高生活质量,农户具有参与农村水污染治理工作的现实动机及优势^[4-5]。而异质性社会偏好将使农户对农村水污染治理工作表现出不愿意、条件性愿意、愿意等不同意愿程度。

(二) 农户参与农村水污染治理意愿的影响因素分析

伴随着农户分化,不同特质的农户对农村水环境有不同的需求,参与农村水污染治理的动机和目的不同,参与农村水污染治理的意愿程度也存在差异。农户参与当地水污染治理工作的意愿程度,是有限理性选择的结果,即农民在外部约束条件下,基于自身现状条件,综合判断参与农村水污染治理工作可能形成的各类影响,追求“效用最大化”的结果。行为主义理论强调现实情景对人的预期行为有直接指导作用^[14],即人的行为是受现状情景因素影响而产生的,而认知心理学则强调,心理感知、价值观等因素也会对人类行为选择偏好产生影响^[15],认知决定个体偏好,又进一步指导其决策和行为^[16]。因此,结合已有研究成果^[6-7],本文将从农户个人及其家庭特征、水资源利用现状、水污染治理认知等方面分析农村水污染治理农户参与意愿的影响因素,具体分析如下:

1. 个人及其家庭特征

不同偏好的个体实际上嵌入同一个社会网络,扮演着某种社会角色,这种社会角色通过受教育水平、收入、职业等特征表现出来,这些特征可能通过作用于个体的偏好来影响其行为选择,即个体不同社会角色的强化或凸显会明显影响其异质性的行为模式^[9,17]。人的需求具有多样性和层次性,不同的需求将决定其参与污染治理的内容和形式。在农村水污染治理中,不同

的个体特征会对水环境需求产生影响,进而影响其参与意愿。同时,农户理性是一定选择和约束条件下的理性,农户行为是在其现有资源约束下作出的理性选择^[18]。因此,不同家庭资源禀赋特征会影响农村水污染治理的农户参与意愿选择。本文通过性别、年龄、学历、职业、家庭人口数、家庭年总收入、农业年收入等变量表征农户个人及其家庭特征。

2. 水资源利用现状

水资源利用现状是农户选择是否参与农村水污染治理时的客观现状情景。当前农村居民用水来源包括河湖支浜等地表水、井水(地下水)及自来水等,不同农户对水资源的使用量、关心程度、利用特征等存在差异。在农村水污染治理中,水资源利用现状反映农户对各类水资源的需求与依赖程度,并表征农户现实行为的环保程度。通常,客观现状情景将形成外界刺激或惯性力量,对主体预期行为选择产生直接影响^[14]。因此,农户水资源利用现状对其参与水污染治理的意愿程度产生影响。本文通过日常用量最多的水源、河湖水质相关与关心程度、洗涤/餐厨污水排放方式、厕所污水排放方式等变量表征农户水资源利用现状。

3. 水污染治理认知

水污染治理是针对超出水体自净能力承受范围的污染水采取的各类工程措施及机制设计,进而改善水环境的一系列管控活动。认知包括感觉、知觉、思维、想像等,是人们获得信息及信息加工以认识事物的全过程,最终转换成内存的心理活动^[19]。在农村水污染治理中,农户通过自身对农村水污染治理相关信息获取并加工理解,形成水污染治理认知,根据人的心理过程,具体可包括农户对水环境外观特性评价、污染状况内在推断及污染治理了解程度等。已有研究发现,个体对现实作出反应的基础是其对现实的认知^[20],认知影响人的行为动机偏好,是激发行为的基础,行为往往在一定认知水平上展开,认知的提升必然会导致合理的期望行为^[21]。因此,农户作出是否参与农村水污染治理的决策,是其根据认知衡量后选择的结果。本文通过本地河湖水质评价、生活污水的污染源认知、农村水污染治理的必要性认知、农民参与农村水污染治理的必要性认知及农村水污染治理了解程度等变量来表征农户水污染治理认知。

二、研究区域、数据来源及样本特征

(一) 研究区域

太湖是我国第三大淡水湖,构成长三角生态的核心,为长三角社会经济发展及文化繁荣作出了重要贡献。太湖地区是我国经济增长最快的地区之一,也是我国水质型缺水的典型地区。2015 年太湖流域总人口为 5997 万人,占全国总人口的 4.4%;GDP 达 66884 亿元,占全国 GDP 的 9.9%;人均 GDP 为 11.2 万元,是全国人均 GDP 的 2.3 倍^[22]。随着人口增长和经济高速发展,太湖水质变劣、湖体营养过程加剧,制约流域社会经济的可持续发展^[23]。宜兴市地处江苏省西南端,太湖西岸,位于沪宁杭三角中心,全市总面积为 1996.6 km²(其中太湖水域面积为 242.29 km²),社会经济发达,一直位居全国经济百强县市前列。但值得指出的是,宜兴市农村水环境污染严重,以宜兴市周铁镇靠近太湖竺山湾的区域为例,2012 年 4 月该区域水质总体为 V 类及劣 V 类之间,严重威胁当地居民用水安全。

综上,江苏省宜兴市是社会经济发展迅速、水体污染严重、水污染治理形势严峻的地区,考察该地区农户参与农村水污染治理的意愿及其影响因素,具有一定代表性。

(二) 数据来源

本文农户调查于 2014 年 4—5 月在毗邻太湖竺山湾的宜兴市周铁镇展开,涉及黄庄、青店、太湖头、马塔等自然村。采用问卷调查与实地入户访谈相结合的方法,共发放问卷 200 份,剔除未能回收和数据不完整问卷,最终选用 191 份问卷,有效回收率 95.5%。

问卷内容包括:(1)农户个人及其家庭基本特征,包括农户年龄、性别、学历、职业、家庭人口数、家庭收入等;(2)农户水资源利用现状,包括每月自来水用量、洗涤/餐厨污水排放方式、厕所污水排放方式等;(3)农户水污染治理认知,包括水质评价、水污染治理必要性认知、水污染治理了解程度等。调查遵循以下原则:(1)随机抽取农户,通过现场访谈讲解,使被访农户对调查内容有一定的理解;(2)避免因选项过于细化而使农民无法确定答案,将感知变量选项等级简化为两个或三个,仅要求农户给出总的评价;(3)为使农户能够真实地表达自己的观点,一方面向农户说明调查意图,另一方面避开村干部,确保农民不存在策略性行为。

(三) 样本特征

样本农户中,男女比例相当,89%的农户年龄在 40 岁以上,87.44%的农户学历在初中及以下,65.45%的农户以务农为主。从其家庭特征来看,87.43%的农户家庭人口数在 5 人及以下,家庭年收入在 5 万~10 万元的农户较多,平均年收入为 7.55 万元,69.11%的农户家庭农业年收入在 1 万元及以下。总体上看,样本农户特征符合目前我国农村留守农户年龄较大、受教育程度较低的现实,且相关经济数据符合当地年鉴统计资料,样本具有一定代表性(表 1)。

表 1 农户特征及其参与意愿

| 特征 | 选项 | 频数(人/户) | 频率(%) | 特征 | 选项 | 频数(人/户) | 频率(%) |
|----|----------|---------|-------|----------|-----------|---------|-------|
| 性别 | 男 | 97 | 50.79 | 家庭人口数 | 3 人及以下 | 82 | 42.93 |
| | 女 | 94 | 49.21 | | 4~5 人 | 85 | 44.50 |
| 年龄 | 20~30 岁 | 7 | 3.66 | | 6 人及以上 | 24 | 12.57 |
| | 31~40 岁 | 14 | 7.33 | 家庭年总收入 | 3 万元以下 | 56 | 29.32 |
| | 41~50 岁 | 35 | 18.32 | | 3 万~5 万元 | 34 | 17.80 |
| | 51~65 岁 | 91 | 47.65 | | 5 万~10 万元 | 78 | 40.84 |
| | 65 岁以上 | 44 | 23.04 | | 10 万元以上 | 23 | 12.04 |
| 学历 | 小学及以下 | 84 | 43.98 | 农业年收入 | 1 万元以下 | 132 | 69.11 |
| | 初中 | 83 | 43.46 | | 1 万~2 万元 | 44 | 23.04 |
| | 高中(中专) | 17 | 8.90 | | 2 万元以上 | 15 | 7.85 |
| | 大学(专)及以上 | 7 | 3.66 | 农户参与意愿程度 | 不愿意 | 18 | 9.42 |
| 职业 | 农业 | 125 | 65.45 | | 条件性愿意 | 52 | 27.23 |
| | 非农就业 | 66 | 34.55 | | 愿意 | 121 | 63.35 |

此外,调查显示,研究区域农户参与农村水污染治理的意愿比较强烈(表 1),仅 9.42%的农户不愿意参与水污染治理行动,绝大多数农户(90.58%)愿意无偿或者在一定条件下参与农村水污染治理行动。其中,63.35%的农户不论自身是否取得报酬,愿意无偿甚至付费参与农村水污染治理,27.23%的农户表示可以在获得一定经济补助或实物激励时参与农村水污染治理工程。因此,分析研究区域农户参与农村水污染治理意愿的影响因素,可为完善相关政策提供依据,以提高农户意愿程度,并促使其转化为实际行动。

三、模型选择与结果分析

(一) 模型选择

在本文中,因变量农户参与农村水污染治理的意愿的定义与赋值具有等级次序性质(不愿意为 0,条件性愿意为 1,愿意为 2)。鉴于 Logit 模型采用最大似然估计法进行参数估计,能对分类因变量和分类自变量(连续自变量、混合变量)进行回归建模,没有关于变量分布的假设条件^[24],应用最为广泛。因此本文将采用多元有序 Logit 模型,模型设定如下:

假设 $y^* = \beta X_i + \varepsilon$ (y^* 表示观测现象内在趋势,不能被直接测量),选择规则为:

$$y = \begin{cases} 0, & \text{若 } y^* \leq r_0 \\ 1, & \text{若 } r_0 < y^* \leq r_1 \\ 2, & \text{若 } y^* > r_1 \end{cases}$$

式中, $r_0 < r_1$, 为待估参数,即“切点”(cutoff points,在表 3 中简称“cut”); y 表示样本农户参与意愿; X 表示前文三类影响因素中的 16 个具体变量, $i = 1, 2, \cdots, 16$ (详见表 2); β 为自变量系数; ε 为随机扰动项。

(二) 变量描述性统计

变量的名称、定义、均值、标准差、预期效应等如表 2 所示。

表 2 变量的具体含义和描述性统计

| 变量名称 | 变量代码 | 变量定义 | 均值 | 标准差 | 预期效应 |
|-------------------|------|--|-------|-------|------|
| 因变量 | | | | | |
| 农户参与农村水污染治理的意愿 | Y | 0=不愿意;1=条件性愿意;2=愿意 | 1.54 | 0.66 | |
| 自变量 | | | | | |
| 个人及其家庭特征 | | | | | |
| 性别 | X1 | 0=女;1=男 | 0.49 | 0.50 | ? |
| 年龄 | X2 | 实际数据输入值(周岁) | 56.55 | 12.94 | ? |
| 学历 | X3 | 1=小学及以下;2=初中;3=高中(中专);4=大学(专)及以上 | 1.72 | 0.78 | + |
| 职业 | X4 | 1=农业;2=非农就业 | 1.35 | 0.48 | + |
| 家庭人口数 | X5 | 实际数据输入值(人) | 3.97 | 1.59 | ? |
| 家庭年总收入 | X6 | 实际数据输入值(万元) | 7.55 | 11.34 | + |
| 家庭农业年收入 | X7 | 实际数据输入值(万元) | 0.83 | 1.35 | + |
| 水资源利用现状 | | | | | |
| 日常用量最多的水源 | X8 | 1=河湖地表水;2=井水;3=自来水 | 2.60 | 0.49 | + |
| 河湖水质相关与关心程度 | X9 | 0=不相关,不关心;1=相关,关心 | 0.85 | 0.36 | + |
| 洗涤/餐厨污水排放方式 | X10 | 1=随意排放到附近河道或耕地;2=自建化粪池储集下渗;3=农村生活污水集中处理管道 | 1.38 | 0.64 | + |
| 厕所污水排放方式 | X11 | 1=随意排放到附近河道或耕地;2=自建化粪池储集及种植返田;3=农村生活污水集中处理管道 | 2.00 | 0.56 | + |
| 水污染治理认知 | | | | | |
| 本地河湖水质评价 | X12 | 1=差;2=一般;3=好 | 1.71 | 0.75 | - |
| 生活污水的污染源认知 | X13 | 0=否;1=是 | 0.39 | 0.49 | + |
| 农村水污染治理的必要性认知 | X14 | 0=不必要;1=必要 | 0.85 | 0.36 | + |
| 农民参与农村水污染治理的必要性认知 | X15 | 0=不必要;1=必要 | 0.82 | 0.38 | + |
| 农村水污染治理了解程度 | X16 | 实际了解水污染治理项目数量(项) ^a | 3.27 | 1.32 | + |

注:a.以研究区域农村垃圾集中处理、生态浮床、岸坡草林系统、河道清淤、湿地公园建设等水污染治理项目为例,调查农户了解的项目数量反映其对水污染治理的了解程度。

(三) 模型运行与结果分析

运用 Stata 14.0 软件对农户参与意愿影响因素模型进行估计。从模型估计结果(表 3)可以

看出,日常用量最多的水源、河湖水质相关与关心程度、厕所污水排放方式、生活污水的污染源认知及农民参与农村水污染治理的必要性认知等变量对农户参与意愿有显著正向影响,而性别、家庭人口数等变量对农户参与意愿具有显著负向影响。具体分析如下:

表 3 模型估计结果

| 变量名称 | 系数(B) | 标准误 | Z 检验值 |
|-------------------|-------------|-------|-------------|
| 个人及其家庭特征 | | | |
| 性别 | -0.809 * * | 0.383 | -2.11 |
| 年龄 | -0.001 | 0.015 | -0.08 |
| 学历 | -0.372 | 0.249 | -1.49 |
| 职业 | -0.391 | 0.394 | -0.99 |
| 家庭人口数 | -0.195 * | 0.108 | -1.80 |
| 家庭年总收入 | -0.001 | 0.014 | -0.07 |
| 家庭农业年收入 | -0.127 | 0.126 | -1.01 |
| 水资源利用现状 | | | |
| 日常用量最多的水源 | 0.706 * * | 0.345 | 2.04 |
| 河湖水质相关与关心程度 | 1.417 * * * | 0.437 | 3.24 |
| 洗涤/餐厨污水排放方式 | 0.276 | 0.307 | 0.90 |
| 厕所污水排放方式 | 0.643 * | 0.344 | 1.87 |
| 水污染治理认知 | | | |
| 本地河湖水质评价 | 0.402 | 0.269 | 1.49 |
| 生活污水的污染源认知 | 0.688 * | 0.408 | 1.68 |
| 农村水污染治理的必要性认知 | -0.219 | 0.488 | -0.45 |
| 农民参与农村水污染治理的必要性认知 | 0.900 * * | 0.405 | 2.22 |
| 农村水污染治理了解程度 | 0.050 | 0.146 | 0.35 |
| 模型拟合效果 | | | |
| Cut 1 | 0.791 | Cut 2 | 2.888 |
| LR | 52.02 | 伪 R2 | 0.157 |
| 观测值个数 | 191 | 显著性水平 | 0.000 * * * |

注: *、* * 和 * * * 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

1. 个人及其家庭特征

仅性别、家庭人口数两项变量对农户参与意愿影响显著。其中,男性参与农村水污染治理的意愿较低,可能因为男性在农村家庭中占主导地位,工作时间及外出务工时间较长,对农村水污染及其治理关注较少,因此意愿较低。家庭人口数越多,农户参与意愿相应下降,可能因为家庭人口数越多,消费成本越高,生活负担较重,农户更热衷于直接提升自身物质条件,对环境卫生等生态需求关注不足。

年龄、学历、职业、家庭年总收入、家庭农业年收入等变量对农户参与意愿影响均不显著。一般来说,年龄越大的农民,农村归属感越强,对近十年乃至数十年的水质变化情况比较了解,对水质变差更难以容忍,愿意参与水污染治理以改善水环境。而本文调查的农户平均年龄在 56 岁左右,年龄较大,退休、赋闲、照顾小孩的较多,收入较低,更关注自身家庭直接经济福利,对公益性的参与污染治理行为兴趣较低。学历越高,环保意识越强,愿意参与水污染治理,改善生活环境并支持国家宏观政策目标^[6];但同时学历越高,接受知识越多,受农村水污染是因城市污染转移所致、政府应提供公共服务等观念影响,对政府预期较高,参与水污染治理的意愿相应降低。通常,非农就业为主的农户收入较高,可能更愿意参与水污染治理行动,但实际上非农就业为主的农户在村居住时间较少,对农村水资源依赖性较低,参与意愿相应降低,因此影响不显著。通常,收入较高的家庭,选择与支付能力高,更愿意参与水污染治理以获得更好的生产生活

环境^[9],但同时收入较高的家庭,学历和非农就业能力较高,农村并非其主要生活场所,参与意愿降低。家庭农业年收入较高,需要河湖支浜等地表水进行灌溉,对当地水资源依赖性较大,但可能因为当地农地流转较多,且农业生产对河湖水质要求相对较低,因此影响不显著。

2. 水资源利用现状

日常用量最多的水源、河湖水质相关与关心程度、厕所污水排放方式等变量对农户参与意愿均产生显著正向影响。日常使用自来水水量最多的农户,参与水污染治理的意愿较高,可能因为使用自来水的成本相对更高,水污染治理后水质得到改善,景观效果更好,且农户可利用河湖地表水洗涤物品及收获水产品等,从而降低农户对自来水的需求量及消费支出,并增加农户预期受益感知,进而提高农户参与水污染治理意愿。农户认为自身生产生活与河湖水质相关,关心周围水质变化,则参与农村水污染治理的意愿相应提高,但仍有 15.2% 的受访农户认为河湖地表水水质与其生活不相关,对水质变化不关心。厕所污水排放方式越环保卫生,则农户环保意识较强,环境行为友好,参与农村水污染治理的意愿相应提高,但调查显示,仍有 15.7% 的受访农户家庭将厕所污水随意排放到附近河道或耕地,冲厕水中含有大量的氮、磷、钾等富营养物质,将引起水体富营养化,减弱水体自净能力,破坏水质。

洗涤/餐厨污水排放方式对农户参与意愿影响不显著,可能因为农户认为洗涤/餐厨污水没有污染或污染较小。应指出的是,约 71% 的受访农户家庭将洗涤/餐厨污水随意排放到附近河道或耕地,洗涤/餐厨污水中含有大量磷、钠、氯、碘等化学成分及动植物脂肪,将加重农村水污染。

3. 水污染治理认知

生活污水的污染源认知、农民参与农村水污染治理的必要性认知等变量对农户参与意愿均产生显著正向影响。其中,认同生活污水是污染源的农户参与水污染治理的意愿较高,但约 60% 的受访农户否定生活污水是水污染的污染源。认同农民有必要参与农村水污染治理的农户,可能认识到自身生产生活对农村环境可能带来的污染和生态问题,明确自身在农村环境治理中的主体地位,参与意愿相应提高。

本地河湖水质评价、农村水污染治理的必要性认知及农村水污染治理了解程度等对农户参与意愿的影响均不显著。通常,农户对当地水质评价越差,难以接受当前水质情况,可能更愿意参与治理改善水环境,但农户自身对水质的评价是对水环境外观特性的主观认识结果,并非科学的量化数据,受其实际环境需求、所选参照物、水质关注度等因素影响较大,因此影响不显著。虽然 85% 左右的受访农户认为当地水污染有必要进行治理,但可能受“城市企业应为污染付费”“水污染治理是政府的事”等心理影响,农户参与意愿难以随着水污染治理必要性认知而提高。一般来说,农户对农村水污染治理越了解,对水污染治理成效越熟知,参与意愿也相应提高,但实地调查发现当地已有水污染治理工程运行管护中普遍存在“没法管、没钱管、没人管”等现象,治理效果有限,引致农户质疑,因此农村水污染治理了解程度对农户意愿影响不显著。

四、结论与建议

农村水污染治理涉及的利益主体较多,但面临治理主体缺失和投入不足的困境。农户既是农村环境污染的制造者之一,也是环境改善的直接获益者。识别农户参与农村水污染治理的意愿及其影响因素,提出相关政策建议,对提升农村水污染治理成效具有重要意义。本文结合江苏省宜兴市农户访谈数据,运用有序 Logit 模型,对农村水污染治理农户参与意愿影响因素进行识别。研究发现,农户参与意愿受其个人和家庭特征影响,男性和家庭人口数越多的农户参与水污染治理的意愿较低;农户水资源利用现状及水污染治理认知也明显影响其参与意愿;农户

日常用量最多的水源是自来水,关心河湖水质变化,厕所污水排放方式环保卫生,认同生活污水是农村水污染的重要污染源,明确农民参与水污染治理的必要性,均将显著提高其参与水污染治理的意愿程度。

在经济相对发达的太湖流域,农村水污染治理的社会基础较好,农户参与意愿较强,但实际行动相对滞后。应通过电视、广播、宣传标语和乡村表演等形式加强农村环境保护知识的宣传教育,并结合典型示范引导及定期监督检查,切实提高农户环保意识和责任感,促进农户环境保护态度和行为实现一致。同时,鉴于农村环境的公共物品属性、强外部效应等特征,政府应完善农村水污染治理政策体系,明确各利益主体在农村水污染治理中的主要责任,通过实施环境监测、信息公开及设立农村合作社或农村社区等措施,加强政府与农户、农户与农户之间的交流沟通,将“自上而下”的政策制定执行和“自下而上”的个人参与结合起来,探索建立动态利益联结机制,保障农户在农村水污染治理中的主体地位,使农户成为农村水污染治理的参与者、监督者和受益者。

参考文献:

- [1] 国家发展和改革委员会.关于印发《太湖流域水环境综合治理总体方案(2013年修编)》的通知[EB/OL]. (2013-12-30)[2017-02-15].http://www.ndrc.gov.cn/zcfb/zcfbtz/201401/t20140114_575695.html.
- [2] 梁流涛,曲福田,冯淑怡.农村发展中生态环境问题及其管理创新探讨[J].软科学,2010(8).
- [3] 李颖明,宋建新,黄宝荣,等.农村环境自主治理模式的研究路径分析[J].中国人口·资源与环境,2011(1).
- [4] 李建琴.农村环境治理中的体制创新——以浙江省长兴县为例[J].中国农村经济,2006(9).
- [5] 韩喜平.农村环境治理不能让农民靠边站[N].中国社会科学报,2014-03-28.
- [6] 黄森慰,唐丹,郑逸芳.农村水污染治理中的公众参与研究[J].中国行政管理,2017(3).
- [7] 黄炜虹,齐振宏,鄢兰姪,等.农户环境意识对环境友好行为的影响——社区环境的调节效应研究[J].中国农业大学学报,2016(11).
- [8] 洪璐,彭川宇.城市环境治理投入中地方政府与中央政府的博弈分析[J].城市发展研究,2009(1).
- [9] 钱文荣,应一迪.农户参与农村公共基础设施供给的意愿及其影响因素分析[J].中国农村经济,2014(11).
- [10] Thaler R H, Dawes R M. Anomalies: Cooperation[J]. Journal of Economic Perspectives, 1988(3).
- [11] Fischbacher U, Gächter S, Fehr E. Are People Conditionally Cooperative? Evidence from a Public Goods Experiment[J]. Economics Letters, 2001(3).
- [12] 周业安,连洪泉,陈叶烽,等.社会角色、个体异质性和公共品自愿供给[J].经济研究,2013(1).
- [13] 陈佑启,唐华俊.我国农户土地利用行为可持续性的影响因素分析[J].中国软科学,1998(9).
- [14] 约翰·布鲁德斯·华生.行为主义[M].李维,译.杭州:浙江教育出版社,1998:8.
- [15] Tversky A, Kahneman D. The Framing of Decisions and the Psychology of Choice[J]. Science, 1981, 211.
- [16] Denzau A T, North D C. Shared Mental Models: Ideologies and Institutions[J]. Economic History, 1993(1).
- [17] Chen Y, Li S X. Group Identity and Social Preferences[J]. American Economic Review, 2009(1).
- [18] 郭红东,蒋文华.影响农户参与专业合作经济组织行为的因素分析[J].经济研究参考,2004(63).
- [19] 赵璧如.关于用“认知”取代“认识”的问题——与国内心理学界一些同志商榷[J].中国社会科学,1994(3).
- [20] 库尔特·勒温.拓扑心理学原理[M].高觉敷,译.北京:商务印书馆,2011:29.
- [21] Wossink G A A, Wenum J H V. Biodiversity Conservation by Farmers: Analysis of Actual and Contingent Participation[J]. European Review of Agricultural Economics, 2003(4).
- [22] 太湖流域管理局.太湖流域及东南诸河水资源公报(2015)[R].上海:太湖流域管理局,2016:1.
- [23] 陈荷生.太湖生态修复治理工程[J].长江流域资源与环境,2001(2).
- [24] 姜广辉,张凤荣,陈军伟,等.基于Logistic回归模型的北京山区农村居民点变化的驱动力分析[J].农业工程学报,2007(5).

(责任编辑:刘浩)