

---

# 农户参与村域生态治理行为分析

## ——基于认同、人际与制度三维视角

唐林<sup>1, 2</sup> 罗小锋<sup>1, 2</sup> 余威震<sup>3</sup> 黄炎忠<sup>1, 2</sup> 李容容<sup>41</sup>

(1. 华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430070;

2. 湖北农村发展研究中心, 湖北 武汉 430070;

3. 三峡大学 经济与管理学院, 湖北 宜昌 443002;

4. 湖北工业大学 马克思主义学院, 湖北 武汉 430068)

**【摘要】:** 利用湖北省 603 份农户微观调研数据, 通过纳入农村熟人社会情境因素, 构建人际信任、制度信任和群体认同的三维分析框架, 探讨农户参与村域生态治理的行为逻辑和影响因素。研究表明: (1) 人际信任、制度信任和群体认同均对农户村域生态治理参与行为有显著的正向影响。(2) 人际信任在群体认同和农户村域生态治理参与行为之间起着中介作用; 同时, 群体认同在制度信任和农户村域生态治理参与行为间起着负向的调节作用。(3) 在纳入群体认同的情况下, 农户的人际信任和制度信任对其村域生态治理参与行为起着相反的作用, 即人际信任和制度信任之间可能存在一种“替代”关系。基于此, 通过营造一种互惠互利的社会风尚, 让生态治理政策的内容和村集体行动更能够契合广大农户的意愿及体现村民的意志, 可以提高农户村域生态治理的参与度。

**【关键词】:** 村域生态治理 群体认同 人际信任 制度信任

**【中图分类号】:** F323.22 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227(2020)12-2805-11

农村在转型过程中面临着生态环境破坏的制约<sup>[1]</sup>。虽然农村经济取得了较快的发展, 但伴随的却是农村生态的破坏, 这对农村发展提出了挑战。党的十九大报告指出要实施乡村振兴战略, 而加强对农村生态的治理正是推进乡村振兴的重要组成部分。当前, 我国农村生态治理主要以政府管制与市场调控两种模式为主<sup>[2]</sup>, 然而治理效果却均不如人意。农村生态环境污染具有分散性、特殊性和治理成本高等特点, 政府治理模式下资源有限难以全盘兼顾, 而市场调控下私人利益最大化与村域生态环境的准公共物品属性发生冲突, 导致市场失灵。最终, 农村生态环境治理一直处于人力、物力和财力不匹配的尴尬境地, 农村“脏乱差”的现象依然存在。基于长期考量, 农村生态治理主体多元化的农户参与机制构建显得尤为重要<sup>[3]</sup>。这种农户参与模式一方面能够促使村域生态利益相关者进行协作, 共同治理村域生态; 另一方面, 公共的监督能够提升政府治理政策的科学性和有效性, 很大程度上解决

---

**作者简介:** 唐林(1992~), 男, 硕士研究生, 主要研究方向为资源与环境经济. E-mail: tanglin@webmail.hzau.edu.cn

罗小锋 E-mail: luoxiaofeng@mail.hzau.edu.cn

**基金项目:** 国家社会科学基金重点项目(20AZD091); 国家自然科学基金面上项目(72073048); 农业农村部软科学项目(202007)

政府的失灵。

然而当前农村生态环境治理的公众参与基本呈现为一种高关注度、低参与度的状态<sup>[2]</sup>。很多情况下的农民响应仅仅是基于一种集体无意识的“群体一致”，又或是基于熟人社会碍于“面子”而勉强跟随<sup>[4,5]</sup>。那么，当前农户参与村域生态治理现状究竟如何？在“熟人社会”中如何提高农户村域生态治理的参与度？影响因素又有哪些且彼此间的内在作用路径如何？对这些问题的思考和实证研究，不仅能让我们梳理清楚农户参与的行为逻辑，为研究当代村域生态治理问题提供一个新的视角；还能够对改善农村生态环境，推进农村生态文明建设有重要意义。

通过对已有研究的梳理发现，当前对农村生态治理的研究主要集中在农村生态问题产生根源<sup>[6]</sup>、生态管理模式<sup>[7]</sup>、环境技术创新<sup>[8]</sup>和环境治理效率测算<sup>[9]</sup>等方面，侧重于从法律法规<sup>[10]</sup>、管理体制<sup>[11]</sup>、技术创新<sup>[8]</sup>、政府购买<sup>[12]</sup>以及利益相关者<sup>[13]</sup>等角度分析农村生态治理对策及措施。但通过分析不难发现，已有研究更多的是基于宏观层面的考虑，缺乏微观个体或村集体层面的分析。更重要的是，已有研究往往只是涉及到农村环境的外部影响。在这方面，国内外诸多学者认为抛弃社会内源结构去谈社会治理和公众参与问题有失偏颇<sup>[14-15]</sup>，需基于治理的价值诉求和内在规则<sup>[16]</sup>，结合社会（或某组织）特有的非正式网络的实际情况来研究治理问题<sup>[17]</sup>。而且在中国农村熟人关系社会背景下，离开这种社会关系而谈论生态环境的保护及村庄治理问题，在很大程度上是无法解决集体的困境，行动结果也必是日渐式微与事倍功半<sup>[18]</sup>。故此，本文基于微观农户视角，从社会内源结构出发，引入农村熟人社会中重要的信任和认同，构建出人际信任、制度信任和群体认同的三维分析框架，以此来分析农户村域生态治理的参与行为，并利用湖北省农户的调研数据进行实证检验。

## 1 理论分析及研究假说

本文在人际信任和制度信任两个社会资本重要子集框架中，纳入群体认同这一维度，综合起来考察农户村域生态治理参与行为。本文的逻辑框架如图 1 所示。其中，Luhmann<sup>[19]</sup>将信任划分为人际信任与制度信任。人际信任是指在长期人际交往中形成的亲疏远近而造成的信任程度的差异。这种信任差异通常表现为对亲戚朋友信任>对邻里的信任>对村干部的信任>对陌生人的信任。制度信任不再局限于个人，以法律、制度及规范等为基础，在非人际关系上建立的现象<sup>[20]</sup>。两种信任从不同的视角和维度诠释了社会信任，其内涵和表现形式的不同也决定了两者在农户村域生态治理参与行为中的作用存在差异。故本文对信任从不同维度进行区分，以此来研究其对农户村域生态治理参与行为的影响。

社会信任对农户村域生态治理往往具有积极意义。具体而言，从成本角度来看，信任程度越高，农户进行合作的交易成本会降低，从而农户参与村域生态治理的可能性更高。科尔曼<sup>[21]</sup>也认为人际信任能够降低管理成本，进而增加人们的社会行为（例如环境保护）。而且这种高水平的信任能够降低交易成本，最终使得合作趋于平稳<sup>[22]</sup>。在欠发达的农村地区，政府或地方部门宣传、电视等媒体以及人际交流是信息获取的主要渠道，高程度的信任水平会提高信息交流的频率和效率，进而降低信息搜寻的成本。从合作的角度来看，人际信任和合作行为有很大关系，高信任促使高合作<sup>[23]</sup>。农户对亲朋好友邻居等的信任程度的提高，会在一定程度上提高农户对未来进行合作的期望值，甚至会形成风险共担、利益互惠的机制<sup>[20]</sup>。区别于人际信任，制度信任依赖于法律规范、制度政策，最终形成的一种约束甚至惩罚机制。法律法规的实施效果很大程度上依赖于人们对制度的信任。在制度的约束下，农户的环境破坏行为会受到制度的约束或惩罚，从而会增加农户采取破坏行为的成本<sup>[24]</sup>；反之，农户进行环境治理除了可以获得经济上的补贴，还有环境改善而带来的心理上满足。基于以上分析，本文提出如下假说：

H1a: 人际信任对农户参与村域生态治理行为具有正向影响

H1b: 制度信任对农户参与村域生态治理行为具有正向影响

群体认同强调的是群体圈子的成员对该特定群体及群体其他成员的一种归属感和认同感，这很大程度上对集体行为参与者的参与意愿起着决定性的作用。张书维等<sup>[25]</sup>研究发现，在相对剥夺程度相近的条件下，群体认同感较高的个体比群体认同感较低

的个体更加有意愿去参加一项集体行动,从而使得个人的利益与集体的利益达成一致<sup>[26]</sup>。与此同时,高群体认同度也会促使个体行为动机从以个体层面为主转移到以集体层面为主,增大个体与群体内成员合作的可能性,并且以群体利益作为自己的行为动机<sup>[27]</sup>。从情感的角度来看,农户参与村域生态治理不仅仅是出于对该行为结果的期望,还出于对该行为其他参与者的认同以及对整个村集体的归属感,群体层面的归属感与认同将促使更多的非直接利益相关者参与集体行动<sup>[28]</sup>。基于以上分析,本文提出如下假说:

H2: 群体认同对农户参与村域生态治理行为具有正向影响

群体认同对群体成员的集体行为参与意愿及实际参与行为除了具有直接的动员效应外,还可能通过一些中介变量间接影响农户集体行为的参与意愿及行为<sup>[29]</sup>。社会学相关研究表明,基于群体成员同质性而形成的群体认同对人际信任具有积极意义<sup>[30]</sup>。村集体中的农户在社会地位、经济水平等具有相似性,从而会形成认知上的认同性,进而增强村民之间的信任程度。而且相关研究指出,在集体行为的影响因素中,信任本身作为一个中介变量对其产生影响<sup>[31]</sup>。许科等<sup>[32]</sup>也认为在集体行为的产生路径中,快速信任在群体认同和集体行为之间起着重要的中介作用。村集体中的信任更多的体现在集体成员之间的人际信任和关系态度。心理学上认为态度有方向和强弱的区别和差异。当强度超过一定阈值时,态度才可能被激活,激活的态度会形成一种内在驱动并引发相应行为<sup>[33]</sup>。人际信任就是在农户对村集体及成员认同的基础上,态度增强的结果。

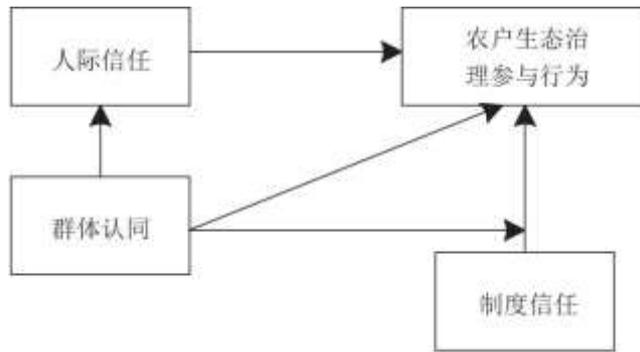


图 1 逻辑框架

此外,制度信任会随着制度环境的变化而变化<sup>[34]</sup>,健全有效的制度及强有力的执行会使个体发现,欺诈带来的利益远不及制裁带来的高成本。而且,群体认同度高的农户会因为自己违背制度规范的行为而给自身和群体带来的利益损失而感到内疚和羞愧;反之,低认同度的农户更加关注自己利益,而非集体的利益。从法理和伦理<sup>[35]</sup>角度来看,当农户对制度规范执行度预期较低时,低群体认同度的农户更可能出现“搭便车”的行为;反之高认同度农户则更可能基于伦理而去遵守制度规范。基于以上分析,本文提出以下假说:

H3a: 人际信任在群体认同和农户村域生态治理参与行为之间起着中介作用

H3b: 群体认同在制度信任和农户村域生态治理参与行为之间起着调节作用

## 2 数据来源、变量选择

### 2.1 数据来源

本文数据来源于 2016 年 7~8 月课题组在湖北省开展的调研。课题组在综合考虑湖北省各地区农村环境状况以及各地区的

经济发展水平的基础上,最终选取了较具代表性的武汉新洲、随州和天门3个地区。一方面这3个地方分别代表湖北经济发展的强、中、弱3个水平;另一方面,湖北省环保厅的统计数据 displays,这3个地区的环境质量分别处于低、中、高3个水平,水质量、空气质量及生态环境状况各项指数均反映这种趋势<sup>1</sup>。因此,选取这3个地区对研究农户环境治理参与问题具有一定代表性。调查过程遵循分层抽样和随机抽样的原则,首先以新洲、随州和天门为初级抽样单位,依据各地区人口统计数据,每地区选取3~4个乡镇;其次在每个乡镇选取人口分布较集中的2~3个行政村;最后依据村庄花名册,每个村随机选取30~40户农户,在每个农户家庭中选择一名熟悉家庭情况的成员进行面对面的问卷访谈。问卷的主要内容包括:所选村庄基本情况、农户家庭基本信息、农户农业生产认知与环保意识以及农户生态治理参与行为及个人认知等。本次调研共发放640份问卷,剔除掉问卷信息缺失太多、异常值及前后答案不一致的劣质问卷,最终获得有限问卷603份,问卷有效率为94.22%。

## 2.2 变量选择

### 2.2.1 核心变量

#### (1) 被解释变量。

根据《乡村振兴战略规划(2018-2022年)》中建设生态宜居美丽乡村的要求,强化资源保护和节约利用,推进农业清洁生产,持续改善农村人居环境。同时借鉴何可等<sup>[20]</sup>研究及考虑数据的可得性。本文设置了节约和保护耕地和水资源、村庄及住所周边绿化建设、生活垃圾及生活污水集中处理、控制农药化肥使用、农药包装和农膜等回收利用、作物秸秆综合利用工程等生态环境治理的具体项目。若农户至少参与一项项目,则表示农户参与了生态治理,赋值为1;若农户均未参与任何项目,则表示没有参与生态治理,赋值为0。

#### (2) 核心解释变量:

人际信任和制度信任。根据前文的分析,人际信任和制度信任是从不同的视角和维度来诠释社会信任的,且两者在农户村域生态治理参与行为中的作用存在差异。故本文借鉴邹宇春等<sup>[36]</sup>、何可等<sup>[20]</sup>研究,从人际信任和制度信任两个维度来测量。其中,人际信任用“我相信亲朋好友对我参与生态治理有所帮助”表征,制度信任用“我相信国家的环保制度、法规等对我参与生态治理有帮助”来表征,并设置了非常不同意到非常同意五种程度的回答。

群体认同。本文借鉴Mael等<sup>[37]</sup>、石晶等<sup>[38]</sup>、袁凌等<sup>[39]</sup>的相关研究,采用五分量表的形式共设置6个题项来测度群体认同,主要的问题有“我在村集体中处于很重要的位置”“我与村集体其他成员有广泛的联系”“我与群体其他成员联系频繁”“村集体发生的事情会影响到我的生活”“群体成员的行为会影响到我的生活”“我为我身为村集体中的一员而感到自豪”。本文采用探索性因子分析进行降维,在因子分析之前对量表进行信度和效度的检验,其中Cronbach's Alpha的值为0.761,说明提取的公因子的代表性比较好。分析发现“群体成员的行为会影响到我的生活”这一指标被独立出来且方差贡献率比较低,不适合做进一步的分析,因此将这一指标剔除重新进行因子分析,剔除之后所有测量指标的因子载荷值均大于0.6,说明测量指标的效度较好。指标设置及因子载荷值见表1。因子分析结果显示,KMO统计值为0.736,Bartlett球形检验的P值为0.000<0.05,说明样本数据适用于因子分析方法。通过因子提取和因子旋转技术,从5个指标中提取出1个公因子,方差贡献率为62.703%,并将该公因子定义为“群体认同”。

### 2.2.2 其他变量测量

此外,朱启荣<sup>[40]</sup>、蒋琳莉等<sup>[41]</sup>等研究证实了农户的个人特征、家庭特征和环境特征等对农户生态环境治理参与意愿有影响。基于此,同时考虑到数据的可获得性,本文还从个人特征、家庭特征、外部环境等方面选取控制变量。其中个人特征中选取性别、年龄、健康状况、兼业情况及受教育年限5个变量;家庭特征中选取家庭劳动力数量、家庭年收入两个变量;外部环境中选取环

境状况和基础设施两个变量。各个变量设置、说明及描述性统计结果见表 2。

### 3 实证检验结果及分析

#### 3.1 模型构建

本文主要探讨人际信任、制度信任及群体认同对农户生态治理参与行为的影响。其中前文分析到本文的被解释变量为生态治理参与行为,若农户至少参与一项项目,则表示农户参与了生态治理,赋值为 1;若农户均未参与任何项目,则表示没有参与生态治理,赋值为 0。考虑到该因变量为二分类变量,本文拟用二元 Logistic 回归模型进行实证分析,其潜在的模型可以设为:

表 1 测量指标设置及赋值说明

变量	指标	赋值	均值	标准差	载荷值
群体认同	我在村集体中处于很重要的位置	非常不认同=1;比较不认同=2; 一般=3;比较认同=4;非常认同=5	3.010	0.909	0.626
	我与村集体其他成员有广泛的联系	非常不认同=1;比较不认同=2; 一般=3;比较认同=4;非常认同=5	3.595	0.913	0.864
	我与群体其他成员联系频繁	非常不认同=1;比较不认同=2; 一般=3;比较认同=4;非常认同=5	3.773	0.849	0.849
	村集体发生的事情会影响到我的生活	非常不认同=1;比较不认同=2; 一般=3;比较认同=4;非常认同=5	3.740	0.849	0.856
	我为我身为村集体中的一员而感到自豪	非常不认同=1;比较不认同=2; 一般=3;比较认同=4;非常认同=5	3.494	1.070	0.737
	群体成员的行为会影响到我的生活	非常不认同=1;比较不认同=2; 一般=3;比较认同=4;非常认同=5	3.426	0.905	-

表 2 变量设置、说明及描述性统计

变量名称		变量设置及赋值说明	均值	标准差
因变量	生态治理参与行为	至少参与一项治理措施=1,均未参与=0	0.574	0.495
核心变量	群体认同	根据因子分析计算而得	0	1
	人际信任	我相信亲朋好友对我参与生态治理有所帮助: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	3.453	0.943
	制度信任	我相信国家的环保制度、法规等对我参与生态治理有帮助: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	3.723	0.906

控制变量				
个人特征	性别	受访者性别:0=女,1=男	0.945	0.228
	年龄	受访者实际年龄(周岁)	56.67	9.689
	健康状况	1=很差,2=较差,3=一般,4=较好,5=很好	3.454	0.991
	兼业情况	有无兼业 0=无,1=有	0.494	0.500
	受教育年限	受访者实际接受教育年限(年)	7.254	3.152
家庭特征	劳动力数量	受访户家庭劳动力数量(人)	3.018	1.398
	家庭年收入	受访户家庭年收入(万元)	5.761	4.761
外部环境	环境状况	当前农村环境状况 1=非常差,2=比较差,3=一般,4=比较好,5=非常好	3.454	0.874
	基础设施	有无垃圾集中处理设施 0=无,1=有	0.756	0.429

$$FB^* = \beta_0 + \beta_1 Trust + \beta_2 GI + \beta_3 PC + \beta_4 FC + \beta_5 Environment + \varepsilon \quad (1)$$

式中:FB\*是不可观测的潜变量(FB是因变量);Trust是信任(包括人际信任和制度信任);GI是群体认同。同时,结合已有研究以及考虑数据的可获得性,加入了个人特征(PC)、家庭特征(FC)和外部环境(Environment)等控制变量, $\beta_0$ 是常数项, $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\beta_4$ 、 $\beta_5$ 分别是各自变量的回归系数, $\varepsilon$ 是随机扰动项。

### 3.2 回归结果分析

在回归之前,考虑到群体认同、人际信任、制度信任等变量之间可能存在多重共线性,故先对解释变量进行共线性检验,但限于篇幅,本文仅以人际信任作为被解释变量进行回归,检验结果表明方差膨胀因子(VIF)值均小于3,说明各解释变量之间不存在严重的多重共线性问题。

表3 农户生态治理参与行为影响因素的回归结果

变量	方程1		方程2		方程3		方程4	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
人际信任	—	—	0.687***	0.101	0.705***	0.102	0.687***	0.103
制度信任	—	—	—	—	0.337***	0.103	0.342***	0.103
群体认同	—	—	—	—	—	—	0.179**	0.083
性别	-0.995**	0.433	-0.826*	0.442	-0.738*	0.442	-0.743*	0.442

年龄	-0.007	0.010	-0.005	0.010	-0.002	0.010	-0.002	0.010
健康状况	-0.320***	0.091	-0.311***	0.096	-0.312***	0.096	-0.316***	0.096
兼业情况	0.199	0.171	0.193	0.178	0.243	0.181	0.231	0.181
受教育年限	0.051*	0.029	0.054*	0.030	0.053*	0.031	0.054*	0.031
劳动力数量	0.084	0.061	0.067	0.063	0.087	0.064	0.086	0.065
家庭年收入	0.039**	0.020	0.035*	0.021	0.042*	0.022	0.044**	0.022
环境状况	0.042	0.098	0.032	0.102	0.004	0.104	-0.002	0.104
基础设施	0.089	0.202	0.030	0.209	-0.058	0.212	-0.058	0.212
常数项	1.632*	0.927	-0.872	1.030	-2.403**	1.140	-2.285**	1.146
卡方	29.142***		81.193***		92.119***		92.961***	
-2 对数似然值	793.609		741.559		730.633		729.790	
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.063		0.169		0.190		0.192	

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平上显著。

回归结果如表 3 所示。表 3 中方程 1 是仅仅包括个人特征、家庭特征和外部环境等所有控制变量的基准模型；方程 2、3 和 4 是依次放入人际信任、群体认同和制度信任后的模型回归结果，其模型的 NagelkerkeR<sup>2</sup> 由 0.063 增长到 0.192，说明这几个核心变量对农户村域生态治理参与行为具有不可忽视的作用。基于方程 4，不难发现人际信任、群体认同和制度信任 3 个变量均通过了显著性水平的检验，表明这 3 个变量在农户参与村域生态的治理的行为决策中起着重要的作用。

具体而言，人际信任通过了 1%的显著性水平的检验，表明农户之间人际信任程度显著正向影响农户参与村域生态治理的行为决策，即在其他条件不变的情况下，农户之间有较高的信任程度，则其参与村域生态治理的可能性越高，假说 H1a 得到验证。可能的解释是，在中国这种关系社会中，农户长期的交往和维系的亲缘关系具有较强的经济功能，这是农户相互合作的基础<sup>[20]</sup>。同时，这种亲缘关系纽带双方长期的密切交往，使得双方交流的信息趋于一致，这大大降低了信息的搜寻成本，而且彼此间较强的信任程度，提高了农户间合作的可能性<sup>[42]</sup>。从期望的角度来看，农户对亲朋好友邻居等信任程度的提高，会在一定程度上提高农户对未来进行合作的期望值；甚至会形成风险共担、利益互惠的机制<sup>[20]</sup>。

制度信任通过了 1%的显著性水平检验，说明制度规范对农户村域生态治理参与行为有显著的影响。换言之，在其他条件不变的情况下，农户对制度规范的信任程度越高，其参与村域生态治理的概率就越高，假说 H1b 得到验证。可能的解释是，一方面，农户在违背相关制度或规范时需要对其行为付出代价，破坏行为而导致成本的增加反而会促使农户参与村域生态治理以获得更高的收益；另一方面，对制度规范的信任程度越高，农户自觉遵守和服从相关制度和规范的可能性越高，进而会促使农户参与村域生态治理。

群体认同对农户村域生态治理参与行为有显著正向的影响，通过了 5%的显著性水平检验，说明在其他条件不变的情况下，农户对村域圈子的认同感越高，则越有可能参与村域生态治理，假说 H2 得到验证。其可能的解释是，从情感的角度来看，农户参与村域生态治理不仅仅是出于对该行为结果的期望，还出于对该行为其他参与者的认同以及对整个村集体的归属感。这种对群体的归

属感及其成员的认同促使了很多非直接的利益相关者参与到集体行为<sup>[28]</sup>。从效能的角度来看,个人参与集体行为的动机是出于成本与收益的对比,而村域生态具有准公共物品的属性,农户参与其集体治理相比个体的治理能够付出更小的成本和获得更大的收益。

就控制变量而言,相比于男性,女性参与村域生态治理的可能性更高,这与男女性的身体条件和所能够获得的社会资源不无关系。女性在村域社会中处于相对弱势地位,能够获得的社会资源比男性更少且自身的能力等也相对较弱,故女性更加可能参与集体行为。健康状况显著负向影响农户村域生态治理参与行为。可能的解释是,农户健康状况越好,则对环境变化的感知相对较弱且对环境方面的述求较弱,进而表现出较低的生态治理参与度。受教育年限显著正向影响农户村域生态治理参与行为;换言之,农户受教育年限越高,参与村域生态治理的可能性越高。可能的解释是,接受教育能够提高农户生态环境保护意识及生态环境重要性的认知。此外,教育作为一种准公共品,具有正向的外溢作用,能够正向影响农户的环保意识<sup>[20]</sup>。家庭年收入显著正向影响农户村域生态治理参与行为,这是因为家庭年收入越高则农户需求层次也就越高,而不是仅仅局限于解决温饱等生存问题,更有经济基础去关注和追求生活环境等更高层次的需求,故农户参与村域生态治理的可能性越高。

## 4 农户村域生态治理参与行为影响因素的内在传导机制分析

### 4.1 群体认同影响的内在传导机制:人际信任的中介作用

方程 4 的结果显示群体认同和人际信任均对农户生态治理参与行为有显著影响,但除了直接影响之外,群体认同是否会通过人际信任间接影响农户行为了?因此,这部分在前文分析的基础之上,进一步探讨群体认同影响农户环境治理参与行为的内在传导机制。首先,估计群体认同对人际信任的影响,方程 5 的结果显示,群体认同对人际信任有显著的正向影响,其次,估计人际信任与群体认同对农户生态治理参与行为的影响,方程 6 的结果表明,人际信任和群体认同均对农户生态治理参与行为有显著正向影响。这说明,人际信任在群体认同与农户生态治理参与行为之间起着部分中介的作用。最后,对中介作用进行检验。

表 4 人际信任、群体认同对农户生态治理参与行为的影响结果

变量	方程 5(人际信任)		方程 6(生态治理参与行为)	
	系数	标准误	系数	标准误
人际信任		—	0.687***	0.101
群体认同	0.201***	0.038	0.179**	0.083
个人特征	控制		控制	
家庭特征	控制		控制	
外部环境	控制		控制	
常数项	3.883***		-2.285***	
F 统计量	3.803***		—	
调整 R <sup>2</sup>	0.049		—	
卡方	—		92.961***	
Nagelkerke R <sup>2</sup>	—		0.192	

Bootstrap 检验方法是现有中介效应检验方法中最常用的一种方法<sup>[43]</sup>,该方法虽然较 Sobel 方法和逐步回归法有一定优势,但却不适用于因变量为分类变量的检验<sup>[44, 45]</sup>。Iacobucci 提出的方法在检验因变量为分类变量时有一定优势,由于本文的人际信任和生态治理参与行为均为分类变量,故选取该方法进行中介效应检验,其具体步骤如下:

建立回归模型,由因变量 Y 和中介变量 M 均为分类变量,故选取 Logit 回归。

$$Y = i + cX + e_1 \quad (2)$$

$$M = i + aX + e_2 \quad (3)$$

$$Y = i + c'X + bM + e_3 \quad (4)$$

上述回归模型中的参数含义如下:a 表示群体认同对人际信任的回归系数,b 表示人际信任对农户村域生态治理参与行为的回归系数。此外,自变量和中介变量的标准误用  $S_a$  和  $S_b$  表示,根据模型结果及检验方法分别依次计算以下指标:

$$Z_a = \frac{a}{s_a}, Z_b = \frac{b}{s_b} \quad (5)$$

$$Z_{a \cdot b} = Z_a \cdot Z_b, \hat{\sigma}_{Z_{ab}} = \sqrt{Z_a^2 + Z_b^2 + 1} \quad (6)$$

$$Z_{Mediation} = \frac{Z_{a \cdot b}}{\hat{\sigma}_{Z_{ab}}} = \frac{Z_a \cdot Z_b}{\sqrt{Z_a^2 + Z_b^2 + 1}} \quad (7)$$

对变量之间的中介检验主要是依据  $Z_{Mediation}$  服从正态分布时的显著性,在 0.05 的显著性水平下,若  $Z_{Mediation}$  的绝对值大于 1.96,则表示中介路径显著<sup>[44]</sup>。根据该方法,最后计算的 Z 值为 3.497,表明人际信任在群体认同与农户村域生态治理参与行为中起着中介作用,也说明群体认同度的提高可以促使农户之间人际信任度的提高,进而影响到农户参与生态治理的行为决策。至此假说 H3a 得到验证。

#### 4.2 农户间的差异:群体认同的调节作用

当自变量为分类变量,而调节变量为连续变量时,不能采用分组回归来做调节效应,而是应该将自变量和调节变量的交互项纳入到模型中进行回归,采用层次回归分析<sup>[46]</sup>。此外,在做调节作用时,需要对自变量和调节变量做中心变换的处理<sup>[47]</sup>。故本文先对变量进行中心化变换(即变量值减去其均值),以避免出现多重共线性;然后运用层次回归分析,来考察群体认同在农户参与村域生态治理行为决策中的作用。其模型为:

$$Y = aX + bM + cXM + e \quad (8)$$

式中:Y 是因变量,表示农户村域生态治理参与行为;X 是自变量,表示制度信任;M 是调节变量,表示群体认同;e 是残差项;a、b 和 c 分别表示自变量、调节变量和两者交互项的系数。回归分析的结果见表 5。

表 5 调节作用的回归分析结果

预测变量	村域生态治理参与行为
------	------------

	方程 7	方程 8	方程 9	方程 10
第一步				
个人特征	控制	控制	控制	控制
家庭特征	控制	控制	控制	控制
外部环境	控制	控制	控制	控制
卡方	29.142***			
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.063			
第二步				
制度信任		0.290***	0.305***	0.317***
卡方		38.105***		
Nagelkerke R <sup>2</sup>		0.082		
第三步				
群体认同			0.211**	0.857**
卡方			43.963***	
Nagelkerke R <sup>2</sup>			0.094	
第四步				
制度信任*群体认同				-0.171*
卡方				47.286***
Nagelkerke R <sup>2</sup>				0.101

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著。

结果显示, Nagelkerke R<sup>2</sup> 由 0.063 增长到 0.101, 增长幅度达 60.32%, 这说明群体认同的调节效应显著; 同时, 制度信任与群体认同的交互项的回归系数通过了 10% 的显著性水平检验, 也说明了调节效应显著, 假说 H3b 得到验证。根据 Aiken & West 提出的方法, 对群体认同的均值加减一个标准差 ( $Z' = Z - (\text{mean} \pm \text{sd})$ ) 进行简单斜率检验<sup>[47]</sup>。结果显示在低群体认同度的情况下, 制度信任未能显著预测农户村域生态治理参与行为, 简单斜率为 0.112,  $P=0.371 > 0.05$ ; 在高群体认同度情况下, 制度信任可以显著正向预测农户行为, 简单斜率为 0.257,  $P=0.006 < 0.05$ 。但总的来说, 群体认同的调节作用是负向的, 即农户群体认同度越高, 农户对制度规范的信任程度对其村域生态治理参与行为的正向影响会减弱, 这与预期不一致。其可能的解释是, 群体认同度的提高一方面直接影响了农户的参与行为, 或者间接通过人际信任影响农户参与行为; 另一方面, 在后农业税时代, 乡政府、村委会、小组等政府的基础权力的表征载体被削弱<sup>[20]</sup>, 反之农户对群体的认同度在农户参与集体活动决策中的作用越来越大。

综合以上两个层面的分析发现, 在高群体认同度的情况下, 农户间的人际信任会得到提高, 进而促使农户参与村域生态治理,

但农户对制度规范的信任程度对其村域生态治理参与行为的正向影响会减弱;在低群体认同的情况下,则呈现相反的结论。换言之,在纳入群体认同的情况下,农户的人际信任和制度信任对其村域生态治理参与行为起着相反的作用,即人际信任和制度信任之间可能存在一种“替代”关系。值得说明的是,在探讨人际信任、群体认同和制度信任对农户生态治理参与行为影响的内在传导机制之前,本文对核心变量和因变量的相关性进行了分析<sup>2</sup>。结果显示,人际信任和制度信任之间没有显著的相关关系,也就是说,从调研的数据分析来看,人际信任、制度信任与生态治理参与行为之间不存在其他的内在传导关系,故本文不再进一步阐述。

## 5 结论与启示

本文从社会内源结构出发,在人际信任和制度信任两个社会资本重要子集框架中,纳入群体认同,综合起来考察农户村域生态治理参与行为,在此基础上进一步分析人际信任、制度信任与群体认同三者对农户村域生态治理参与行为影响的内在逻辑,并利用湖北省农户的调研数据进行实证检验。基于前文分析得到如下结论:

- (1) 人际信任、制度信任和群体认同均对农户村域生态治理参与行为有显著的正向影响。即人际信任度和制度信任度越高、对群体认同度越高的农户,参与村域生态治理的可能性越大。
- (2) 受教育年限越高、家庭年收入越高的农户,参与村域生态治理的可能性越大;而健康状况越好的农户参与概率反而越低。此外,相比于男性,女性参与到村域生态治理的可能性更高。
- (3) 人际信任在群体认同和农户村域生态治理参与行为中起着中介作用;同时,群体认同在制度信任和农户村域生态治理参与行为间起着负向的调节作用。
- (4) 在纳入群体认同的情况下,农户的人际信任和制度信任对其村域生态治理参与行为起着相反的作用,即人际信任和制度信任之间可能存在一种“替代”关系。

基于以上分析,可以得出以下启示:首先,运用现代的新媒体,采用多种形式,营造一种气氛融洽、互惠互利的社会风尚以增强农户间的人际信任程度。政策规范制定过程中,多听取农户的意见,使生态治理政策的内容更能够契合广大农户的需求和意愿,提高农户对制度的信任度;在政策和制度执行中,加大对环境破坏行为的处罚,强化农户内疚情感。对村干部等管理者而言,集体决策过程应该制度化、民主化,创造良好的渠道和环境,使村民的意见能够体现在村集体行动中,从而提高农户对群体的认同度。其次,从社会教育的层面出发,应该加大对农户的宣传教育,提高农户的环保意识。通过会议、讲座、发放相关读物或者制作相关的视频或节目等方式增强农户对环境重要性的认识。最后,制定合理的补贴和奖励政策,积极引导农户参与村域生态治理。

### 参考文献:

- [1] 史恒通, 睢党臣, 吴海霞, 等. 社会资本对农户参与流域生态治理行为的影响:以黑河流域为例[J]. 中国农村经济, 2018(1): 34-45.
- [2] 于法稳. 新型城镇化背景下农村生态治理的对策研究[J]. 城市与环境研究, 2017, 4(2): 34-49.
- [3] 彭小霞. 我国农村生态环境治理的社区参与机制探析[J]. 理论月刊, 2016(11): 170-176.
- [4] 汪永涛. 作为乡村社会控制手段的“面子”:涵义、特征、运行机制[J]. 天津行政学院学报, 2009, 11(4): 56-60.
- [5] 方菲, 张鸿鹏. 乡村社会中的“面子”探究[J]. 晋阳学刊, 2012(5): 33-37.

- 
- [6]刘兆征. 当前农村环境问题分析[J]. 农业经济问题, 2009, 30(3):70-74.
- [7]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, 21(1):165-170.
- [8]苏杨, 马宙宙. 我国农村现代化进程中的环境污染问题及对策研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2006, 16(2):12-18.
- [9]黄英, 周智, 黄娟. 基于 DEA 的区域农村生态环境治理效率比较分析[J]. 干旱区资源与环境, 2015, 29(3):75-80.
- [10]蔡守秋. 法治视野下健全农村环境治理的路径思考[J]. 环境保护, 2015, 43(17):20-23.
- [11]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):63-71.
- [12]张国磊, 张新文. 基层政府购买农村环境治理服务的对策[J]. 现代经济探讨, 2017(4):43-47.
- [13]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[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(5):32-38.
- [14]YAMAOKA K. Social capital and health and well-being in East Asia:A population-based study[J]. Social Science & Medicine, 2008, 66(4):885-899.
- [15]LINDSTROM M, MOHSENI M. Social capital, political trust and self-reported psychological health:A population-based study[J]. Social Science & Medicine, 2009, 68(3):436-443.
- [16]MUSSO J A, WEARE C. From participatory reform to social Capital:Micro-motives and the macro-structure of civil society networks[J]. Public Administration Review, 2015, 75(1):150-164.
- [17]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[J]. 公共管理学报, 2016, 13(4):101-112, 157-158.
- [18]罗伯特·帕特南. 使民主运转起来:现代意大利的公民传统[M]. 王列, 赖海榕, 译. 南昌:江西人民出版社, 2001.
- [19]LUHMANN N. Trust and Power[M]. New York:John Wiley and Sons, 1979.
- [20]何可, 张俊飏, 张露, 等. 人际信任、制度信任与农民环境治理参与意愿——以农业废弃物资源化为例[J]. 管理世界, 2015(5):75-88.
- [21]科尔曼. 社会理论的基础[M]. 北京:社会科学文献出版社, 1999.
- [22]NOOTEBOOM B. Trust:forms, foundations, functions, failures and figures [J]. Economic Journal, 2004, 114(493):F156-F158.
- [23]TYLER T R, DE CREMER D. How to promote cooperation in groups, organizations, and society?[J]. Social Psychology & Economics, 2006:155-169.

- 
- [24]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[J].中国人口·资源与环境,2016,26(1):158-164.
- [25]张书维,王二平,周洁.跨情境下集群行为的动因机制[J].心理学报,2012,44(4):524-545.
- [26]DE CREMER D,VAN VUGT M.Social identification effects in social dilemmas:A transformation of motives[J].European Journal of Social Psychology,1999,29(7):871-893.
- [27]CHEN X P,ARZU WASTI 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.
- [28]KLANDERMANS B.How group identification helps to overcome the dilemma of collective action[J].American Behavioral Scientist,2002,45(5):887-900.
- [29]殷融,张菲菲.群体认同在集群行为中的作用机制[J].心理科学进展,2015,23(9):1637-1646.
- [30]方亚琴.网络、认同与规范:社区信任的形成机制——以三个不同类型的社区为例[J].学术论坛,2015,38(3):89-96.
- [31]PETERS L M,MANZ C C. Identifying antecedents of virtual team collaboration[J]. Team Performance Management:an International Journal,2007,13(3/4):117-129.
- [32]许科,赵来军.临时团队成员内群体认同对合作行为的影响——一个被调节的中介模型[J].软科学,2012,26(10):116-120.
- [33]PRIESTER J R,NAYAKANKUPPAM D,FLEMING M A,et al.The A2SC2Model:The influence of attitudes and attitude strength on consideration and choice[J].Journal of Consumer Research,2004,30(4):574-587.
- [34]房莉杰.制度信任的形成过程——以新型农村合作医疗制度为例[J].社会学研究,2009,24(2):130-148,245.
- [35]彭泗清.超越焦虑[M].上海:三联书店,2000.
- [36]邹宇春,敖丹.自雇者与受雇者的社会资本差异研究[J].社会学研究,2011,26(5):198-224,245-246.
- [37]MAEL F,ASHFORTH B E. Alumni and their Alma mater:A partial test of the reformulated model of organizational identification[J].Journal of Organizational Behavior,1992,13(2):103-123.
- [38]石晶,郝振,崔丽娟.群体认同对极端群体行为的影响:中介及调节效应的检验[J].心理科学,2012,35(2):401-407.
- [39]袁凌,代波,张磊磊.群体认同调节下的心理契约破坏对员工满意度的影响[J].软科学,2014,28(8):56-59.
- [40]朱启荣.城郊农户处理农作物秸秆方式的意愿研究——基于济南市调查数据的实证分析[J].农业经济问题,2008,29(5):103-109.

---

[41] 蒋琳莉, 张俊飏, 何可, 等. 农业生产性废弃物资源处理方式及其影响因素分析——来自湖北省的调查数据[J]. 资源科学, 2014, 36(9): 1925-1932.

[42] 罗必良. 现代农业发展理论: 逻辑线索与创新路径[M]. 北京: 中国农业出版社, 2009.

[43] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.

[44] IACOBUCCI D. Mediation analysis and categorical variables: The final frontier[J]. Journal of Consumer Psychology, 2012, 22(4): 582-594.

[45] 李容容, 罗小锋. 职业发展能力如何影响种植大户的农业收入水平?[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2017, 17(3): 63-73, 157.

[46] 温忠麟, 侯杰泰, 张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. 心理学报, 2005, 37(2): 268-274.

[47] AIKEN L S, WEST S G. Multiple regression: Testing and interpreting interactions[M]. Sage Publication, Inc, 1991.

**注释:**

1 参见湖北省环保厅:《2017年湖北省环境治理状况》, [http://www.hubei.gov.cn/2018/zdly/201809/t20180906\\_1338698.shtml](http://www.hubei.gov.cn/2018/zdly/201809/t20180906_1338698.shtml).

2 因限于篇幅原因, 本文未列出相关系数矩阵, 如有需要, 可向作者索要.