

# 群体认同、关系网络与农田灌溉系统治理

## ——基于农户间行为协同的视角

黎红梅 文杰<sup>1</sup>

**【摘要】**农田灌溉系统对实现农业可持续发展、保障国家粮食安全具有重要意义。本文以协同治理理论为基础，探讨群体认同、关系网络与农户治理农田灌溉系统协同行为的逻辑关系和作用机理，并利用湖南省6县市602份微观数据进行实证检验。研究发现：(1)群体认同对农户治理协同意愿有显著正向影响，而对农户治理协同程度影响不显著，可能的解释为农户群体认同度并未完全达成一致而表现出治理程度不够深入；(2)关系网络对农户治理协同意愿和协同程度均有显著正向影响，但协同程度的显著性受家族成员消极态度或社会原子化现象影响有所减弱；(3)关系网络在群体认同对农户治理协同意愿及程度的影响中存在中介作用。研究结论为缓解我国农村公共事物治理危机、促进乡村振兴有重要的理论及实践参考价值，建议通过培育和强化农户乡土情节与集体行动荣誉感、重视与维系农户和谐关系等提升农户治理农田灌溉系统的协同行为。

**【关键词】**农田灌溉系统 群体认同 关系网络 协同行为

**【中图分类号】**F303.4 **【文献标识码】**A **【文章编号】**1003-7470(2022)-01-0108(10)

### 一、引言

农田灌溉系统作为中国农村广泛存在的公共事物，其有效治理既是增强农业可持续发展能力、保障国家粮食安全的关键，又是稳固推进乡村振兴战略、促进国家治理体系与治理能力现代化的重要体现。2021年中央一号文件就着重指出要统筹推进农田灌溉系统综合治理，因地制宜的实施农田灌溉系统续建配套和现代化改造，强化现代农业物质装备支撑，提升农业基础设施的公共服务水平。而农户作为农田灌溉系统治理的直接参与者和受益者，是其不可忽视的重要力量。但限于农田灌溉系统服务受益范围的跨域性与受益群体的广阔性，单个农户的治理力量过于分散，无法从整体上让农田灌溉系统有效运作。因此，探讨以农户间协同为核心的农田灌溉系统治理行动便显得尤为关键，具有重要的现实意义。<sup>[1-2]</sup>

如何才能更好调动农户积极性，促进其治理农田灌溉系统的协同行为，形成有利于农村公共事物治理的协同形势。已有研究主要从异质性、制度规则、社会资本等方面展开研究。异质性层面的研究主要集中在个体偏好异质性、经济异质性与社会异质性的分析。公共物品的自愿合作供给水平依赖于个体偏好类型，以理性自利搭便车为主导的个体偏好行为很难实现集体公共物品的有效协同供给。<sup>[3]</sup>经济异质性和社会异质性对农户协同参与公共池塘资源治理行动的影响呈现不同特征，既存在正向影响，又存在负向影响<sup>[4-5]</sup>Mancur Olson认为公共池塘资源治理协同行动中，个人有搭便车等机会主义的激励。<sup>[6]</sup>由于个人理性与集体理性存在矛盾与冲突，个人在行动抉择上容易出现与集体行为不一致的情况，致使集体行动成本高，导致社会成员协同行动难度加大。除非有制度规则来督促个人为共同利益协同行动，否则理性个人为寻求自身利益最大化而不会采取协同行动。社会资本能够缓解协同行动中个体与集体行为选择不一致问题。<sup>[7]</sup>一定区域内的农户通过长期交往形成的社会网络、互惠信任及风俗习惯等社会资本能够将微观个体行为与集体行动结合在一起，形成有效的行为协同，打破治理行动难的困境。农户群体间的社会关系越密

**作者简介：**黎红梅 教授 博士生导师 湖南农业大学经济学院 湖南长沙 410128

文杰 博士研究生 湖南农业大学经济学院 湖南长沙 410128

**基金项目：**本文系湖南省自然科学基金面上项目“农户参与农田灌溉系统管护行为与绩效研究”（编号：2020JJ4378）的阶段性研究成果。

切，关系网络水平越高，协同行动产生的阻力就会随之减小。<sup>[8]</sup>

这些成果为研究农田灌溉系统治理的农户协同行为提供了丰富的经验借鉴与理论启示。但现有研究忽视了价值认知与情感归属等心理层面因素在农田灌溉系统治理中对农户协同行为的影响。社会认同理论认为，个人会自动根据集体成员身份与价值认知对人进行分类，并识别自己所认同的群体，然后建立与自己所认同群体的心理依附和归属感，最终影响自己的行为决策，<sup>[9]</sup>即群体认同会对个体行为产生影响。农户的群体认同可界定为农户对乡土的喜爱、依恋等情感归属以及对村域文化和价值观念的认同。故农田灌溉系统治理过程中，农户群体认同的影响不可忽视。另外，群体认同并不是孤立地作用于农田灌溉系统治理，还可能通过关系网络间接影响农户的治理协同行为，<sup>[10]</sup>而现有研究对其分析鲜有涉及。协同治理理论为解释和分析群体认同、关系网络与农户治理农田灌溉系统协同行为的逻辑关系与作用路径提供了一个理论工具。基于此，本文基于协同治理理论，构建群体认同、关系网络对农户治理农田灌溉系统协同行为作用路径的分析框架，并利用湖南省微观数据进行实证检验。本研究不仅能梳理农田灌溉系统治理中农户行为协同的逻辑，为研究当代农村公共事物治理问题提供一个新视角，还对推进乡村振兴战略、实现农业农村现代化具有重要意义。

## 二、分析框架

协同治理理论是协同学与治理理论的有机融合，强调系统协同发展过程中的自组织性与开放性，对分析农户治理农田灌溉系统的协同行为具有重要价值。本文基于协同治理理论的系统自组织性和开放性，建立了群体认同、关系网络与农户治理农田灌溉系统协同行为的分析框架，如图 3 所示。

### 1. 群体认同与农户治理农田灌溉系统的协同行为

自组织性是协同治理理论中系统发展的典型特征之一，协同治理理论认为系统各构成部分会形成自组织的协同行为。<sup>[11]</sup>因此，在农田灌溉系统治理中应当考虑农户自觉形成协同行动的可能性。一般而言，农户协同行为很大程度上是内外部因素共同作用的结果。外在制度和社会监督等外部因素虽对农户行为有规范作用，但其规范作用为强制性，不具备自主性。而群体认同等内源性心理因素在中国社会根植已久，对农户协同行为有重要影响。研究发现，具有较高群体认同度的农户更注重自身社会责任与义务，更愿意考虑大多数人的利益，会积极主动参加公共事物治理并与其他农户协同完成任务。<sup>[12]</sup>具体而言，群体认同可以通过两条路径影响农户的农田灌溉系统治理协同行为（如图 1 所示）。一方面，从情感归属角度看，农户协同参与农田灌溉系统治理不仅仅是出于成本与收益考虑，还出于自我乡土亲切感与归属感，乡土亲切感和归属感将促使更多农户协同行动。



图 1 自组织特性下群体认同与农户治理协同行为

另一方面，从价值理念认知角度讲，若大家一致认为农田灌溉系统设施对农业生产至关重要，需要集体成员共同参与治理，这便有利于农户协同行动的形成。不仅如此，农户协同参与农田灌溉系统治理还能获得集体荣誉感和自我满足感。这种荣誉感与

满足感的获得要大于因不参与治理给自身带来的损失，反过来促进农户的农田灌溉系统治理协同行为。虽然情感归属及价值理念会受到人的趋利性及社会原子化现象影响，但只要农户达成统一认知，形成一致的群体认同观念，就有利于农田灌溉系统治理行动的协同。

### 2. 关系网络与农户治理农田灌溉系统的协同行为

开放性是协同治理理论中系统发展的又一典型特征，意指系统整体及构成要素持续地与外界环境中的物质、能量和信息进行交换。农田灌溉系统作为一个复杂关系系统，其本身同样具备开放性特征，因为农田灌溉系统内部自然水资源时刻在与流经地的土地、植被、大气等进行物质、信息、能量交换（图 2）。但同时也是由于水资源具有流动性、大气循环性等开放性特征，可能使同一地域范围内各地段出现不同程度的水量短缺问题。而系统内部的灌溉设施与水资源是典型的公共池塘资源，农户在共同分享“灌溉系统设施与服务供给公益性”的同时又在分别消费“稀缺性的水资源”，这就很容易出现资源使用的公地悲剧与灌溉设施维护的机会主义行为，从而造成农户群体用水纠纷与人际和谐等复杂关系网络问题。所以，农田灌溉系统治理需要处理好农户间的关系网络。关系网络主要表现在对邻里、对村干部的联系与信任等方面。邻里关系较好的农户拥有较强交流沟通和社会组织动员能力，能够减少治理交易成本并增进交流，不仅有助于激发自身的协同行动能力，还能带动其他农户协同参与农田灌溉系统治理的积极性。<sup>[13]</sup>另一方面，邻里联系紧密的农户注重个体情面，基于熟人社会又碍于面子观念能强化农户自身公共责任感，使自己不愿做有损公众利益的行为，减少了道德风险等败德行为，在一定程度上利于农村公共事物治理，进而促进协同行动的成功。

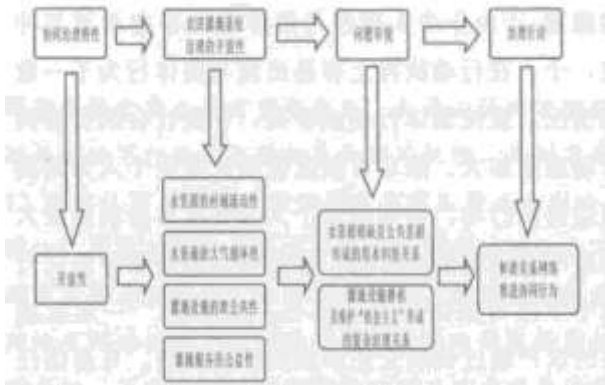


图 2 开放性下关系网络与农户治理协同行为

而干群关系也是农田灌溉系统治理关键环节。研究发现，当领导干部积极与个体互动并满足成员情感需要或主动给与成员提供帮助以完成某个工作时，成员的支持感会增强，<sup>[14]</sup>其相应的协同行动水平也会增高。一方面，日常事务处理中农户在与村干部交流沟通时，若感知到了被赞同、被尊重或在已有公共事物治理中农户感受到了村领导关心、倾听等情感支持，此时他们将增强对组织领导的支持，会愿意为集体获得更多利益而付出努力，积极参与农田灌溉系统治理。另一方面，农户与村干部积极互动能激发农户的公民行为和利他主义行为。例如农户感知到村干部对自己的重视与支持时，农户可能会认为自己应该负担更多责任，从而愿意投入更多努力到农田灌溉系统治理。

### 3. 关系网络的中介作用

群体认同除了有直接影响外，还可能通过关系网络这个中介，间接影响农户治理农田灌溉系统的协同行为。有关社会学研究发现，群体认同利于集体成员团结一致，价值理念与情感归属作为一种内源驱动力，有利于农户间社会关系网络的培育和发展，能增进农户群体之间互信与和谐，<sup>[15]</sup>有助于激发农户参与农田灌溉系统治理的积极性，形成治理行动的协同。

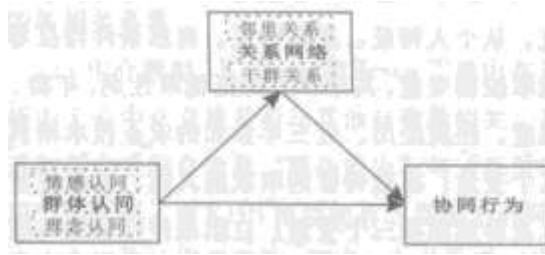


图3 本文分析框架

### 三、数据来源、变量说明与研究方法

#### 1. 数据来源

湖南是一个农业大省，也是一个水利大省，其农田灌溉系统治理的好坏对促进全省经济社会发展起着至关重要的作用。因此，本文数据来源于课题组2020年11~12月、2021年4~5月在湖南省开展的问卷调查。首先，考虑到地区经济发展水平的差异，分别选取湖南省长沙市、衡阳市、邵阳市、永州市、益阳市、娄底市6个地区进行调研，遵循分层抽样和随机抽样相结合的方式，在每个县市随机选取1~3个乡镇，再在每个乡镇随机选取2~3个样本村，最后在每个村随机选取农户进行调研，获取一手资料。不同经济发展水平地区的数据更具广泛性与真实性。其次，样本地区分别位于湘江、资江流域范围，沿途灌溉设施众多，不同流域的水资源差异为农田灌溉系统持续治理提供必要的资源条件。而且样本地有中央与湖南省水利重点建设与试点改革地区，近四年内存在冬春水利建设、维护等农田灌溉系统治理行动。另外，样本区域为传统水稻种植区，农户的农业生产灌溉用水需求较大，存在协同参与农田灌溉系统治理的动机，这为开展问卷调研提供了必要的现实环境。问卷内容涉及个人及家庭基本信息、农户生产经营状况、农田灌溉系统建设、清淤、维护等协同治理情况及农户社会资本、个人认知等情况。共发放问卷630份，回收问卷620份，回收率为98%；剔除因问卷信息缺失太多、异常值及前后答案不一致的劣质问卷，最终获得有效问卷602份，有效率为95%。

调研区域的农户基本特征如表1所示：受访者以男性为主，占比68.11%；各阶段年龄分布较均匀，其中40~60岁占比集中，为53.49%。受访农户以小学和初中为主，两者比重和占72.76%。73.75%的农户家庭年收入在10万以下，62.62%的农户耕地面积在0.13公顷以上。家庭规模多以3~5人的中小型家庭为主，占比达49.83%。根据《湖南省统计年鉴2020》<sup>①</sup>数据可得，2018年湖南省农村居民平均每人家庭可支配收入为14093元，农村居民户均耕地面积为0.17公顷，户均常住人口为3.07人。由此可知，本文研究样本基本符合当前农村现实情况，具有较高的可靠性和代表性。

表1 样本农户的基本特征

特征	选项	频数	百分比 (%)	特征	选项	频数	百分比 (%)
性别	男	410	68.11	家庭年收入	1万及以下	41	6.81
	女	192	31.89		1~5万	192	31.89
年龄	40岁以下	88	14.62		5~10万	211	35.05
	41~50岁	128	21.26		10万及以上	158	26.25
	51~60岁	194	32.23	家庭规模	2人及以下	30	4.98
	61岁及以上	191	31.89		3~5人	300	49.83

<sup>①</sup>《湖南统计年鉴2020》，湖南省政府官网，2020年11月30日。

文化程度	小学及以下	155	25.75	耕地面积	6~8人	232	38.54
	初中	283	47.01		8人及以上	40	6.64
	高中或中专	131	21.76		0.13公顷及以下	225	37.38
	大专及以上学历	33	5.48		0.13公顷以上	377	62.62

## 2. 变量说明

(1)被解释变量。本文因变量为农户治理农田灌溉系统的协同行为，主要指农户对包括支渠、斗渠、农渠和毛渠等相关灌溉配套建筑物、小型泵站和直接为农田提供灌排水服务的小型河道等在内的农田灌溉系统建设与维护。具体分为两个因变量：一是农户协同意愿，为二元虚拟变量，即愿意参与赋值为1，反之则赋值为0；二是农户协同程度，为连续型变量，用农户投资的农田灌溉系统治理金额表征。

表2 变量设置、说明及描述性统计

变量类别	变量名称	变量设置及说明	均值	标准差
因变量	协同意愿	有意愿=1, 无意愿=0	0.635	0.482
	协同程度	农田灌溉系统治理投资金额(元/户)	178.297	151.813
核心自变量	群体认同	情感归属：在家乡的亲切感和归属感如何？ 1=很差；2=较差；3=一般；4=较好；5=很好	4.156	0.731
		价值理念认知：农田灌溉系统治理相当重要， 参与治理能获得荣誉感？1=是；0=否	0.937	0.243
	关系网络	邻里关系：与街坊邻里联系紧密程度？ 1=几乎没有；2=较少；3=一般；4=较频繁；5=很频繁	3.546	0.880
		干群关系：与村干部的沟通交流程度？ 1=几乎没有；2=较少；3=一般；4=较频繁；5=很频繁	3.055	1.060
控制变量	性别	男=1；女=0	0.681	0.466
	年龄	实际年龄(岁)	54.144	11.580
	文化程度	受教育情况：1=小学及以下；2=初中； 3=高中/中专等；4=大专及以上学历	2.070	0.831
	经商经历	是否做过生意？1=是；0=否	0.303	0.460
	农技培训	近三年参加的农业技术培训次数	0.282	1.120
	家庭人数	受访者家庭户口总人口	5.399	2.076
	家庭种粮收入	受访户家庭粮食收入取对数	5.845	3.820
	耕地面积	家庭总耕地面积(亩)	7.008	31.063

水源情况	灌溉水源的稀缺情况? 1=很紧缺; 2=较紧缺; 3=基本够用; 4=较充足; 5=很充足	3.449	0.907
土质情况	经营耕地的质量情况? 1=很差; 2=有点差;3=一般; 4=较好; 5=很好	3.424	0.760

(2) 核心解释变量。本文核心解释变量有两类。第一类为群体认同，包括情感归属和价值理念认知，分别采用“在家乡的亲切感和归属感如何？”“农田灌溉系统治理相当重要，参与治理能获得荣誉感？”来测量。第二类是关系网络，包括邻里关系和干群关系，关系网络亦是本文中介变量，分别采用“您与街坊邻里的联系紧密程度？”“您平时与村干部的沟通交流程度？”来衡量。分析群体认同和关系网络整体采用熵值法计算，因为熵值法是根据指标相对变化程度对系统整体的影响来确定指标权重，能够避免赋权的主观性。

(3) 控制变量。考虑数据可获得性并借鉴以往研究，从个人特征、家庭特征、自然条件特征等方面选取控制变量。其中个人特征选取性别、年龄、文化程度、经商经历、近三年参加的农业技术培训次数五个变量；家庭特征选取家庭人数、家庭粮食收入以及耕地面积三个变量；自然条件特征选取灌溉水源稀缺情况、经营耕地质量的好坏两个变量。各个变量设置、说明及描述性统计结果见表 2。

### 3. 研究方法

(1) 双栏模型。由于本文因变量为意愿与程度两个阶段，而双栏模型可将农户治理农田灌溉系统的协同行为分为意愿与程度两个阶段，因此本文采用双栏模型进行分析。首先，考虑农户治理农田灌溉系统的协同意愿，可构建如下方程：

$$\text{prob} [y_i = 0 | x_{1i}] = 1 - \Phi(x_{1i}\alpha) \quad (1)$$

$$\text{prob} [y_i > 0 | x_{1i}] = \Phi(x_{1i}\alpha) \quad (2)$$

式 (1) 表示农户协同意愿为 0，式 (2) 表示农户协同意愿不为 0； $\Phi(\cdot)$  表示标准正态分布的累积分布函数， $y$  表示被解释变量，即农户投资农田灌溉系统治理的金额， $XH$  代表群体认同、关系网络等一组自变量， $\alpha$  为相应待估计参数， $i$  表示第  $i$  位观测样本。

其次，考虑农户治理农田灌溉系统的协同程度，可建立如下方程：

$$E [y_i | y_i > 0, x_{2i}] = x_{2i}\beta + \delta\lambda(x_{2i}\beta/\delta) \quad (3)$$

式 (3) 中  $E(\cdot)$  代表条件期望， $\lambda(\cdot) = \phi(\cdot) / \Phi(\cdot)$  为逆米尔斯比率， $\phi(\cdot)$  代表标准正态分布的概率密度函数， $x_{2i}$  代表群体认同、关系网络等一组自变量  $\beta$  代表相应的待估系数， $\delta$  代表截取正态分布的标准差，其他符号含义同前所述。基于式 (1) ~ (3)，可建立对数似然函数如下：

$$\ln L = \sum_{i=1}^n (\ln [1 - \Phi(x_i, \alpha)]) + \sum_{i=1}^n (\ln \Phi(x_i, \alpha) - \ln \Phi(\beta x_i / \delta) - \ln(\delta) + \ln(\Phi[y_i - x_i \beta / \delta])) \quad (4)$$

式(4)中, InL表示对数似然函数值,利用极大似然估计法对(4)式进行估计,便可求得本文所需的各相关参数。

(2) 中介模型。Karlson 和 Breen<sup>[16]</sup>指出在具体分析中无论中介变量是否与其他自变量相关,其回归系数都会受到自变量“混杂效应”与“标尺改变效应”的影响,而KHB模型能有效克服上述问题,提高中介变量的回归系数。因此,本文采用KHB模型检验关系网络的中介作用。该方法基本思路是在线性模型中直接对比所关注变量系数来将总效应分解为直接效应和间接效应,然后判断间接效应是否有显著性影响。

## 四、结果与分析

### 1. 群体认同、关系网络对农户治理农田灌溉系统协同行为的影响分析

考虑到变量之间可能存在共线性问题,先对变量进行共线性诊断。结果表明所有变量的方差膨胀因子(VIF)均小于3,说明变量之间不存在严重多重共线性问题。在此基础上,进一步运用双栏模型分析群体认同、关系网络对农户治理协同行为的影响。表3为双栏模型的估计结果。

根据表3双栏模型估计结果,<sup>③</sup>本文分别从群体认同、关系网络和控制变量三方面阐述其对农户治理农田灌溉系统协同意愿及协同程度的影响。

(1) 群体认同。群体认同对农户协同意愿的影响通过了1%的显著性检验,其影响系数为0.387。其中,情感归属对农户协同意愿影响显著,价值理念认知对农户协同意愿影响不显著。群体认同对农户协同程度影响不显著,其中情感归属对农户协同程度的影响为负向显著,结论与理论预期不一致。可能的原因:一是在于目前农户生计策略多元,就业渠道广泛,部分农户群体半工半农,农忙回乡,农闲离乡,并没有长久居住在家乡。致使农户对家乡的喜爱、依恋与归属感程度较低,群体认同度并未达成完全一致,从而对农田灌溉系统治理协同行动参与不积极。二是理性农户可能会先忙于自己的农业生产,侧重于自身农业生产利益获得而无暇关注农田灌溉系统治理,从而在农田灌溉系统治理中表现为“意愿上积极,行动上却事不关己、漠不关心”,以至于会出现负向影响。

表3 群体认同、关系网络对农户治理农田灌溉系统协同行为的影响估计

变量	协同意愿		协同程度	
	回归1(Probit)	回归2(Probit)	回归3	回归4
	系数	系数	系数	系数
群体认同		0.387***		-0.153
情感归属	0.214***		-0.120**	

<sup>③</sup>①因篇幅限制,群体认同、关系网络对农户治理农田灌溉系统协同行为估计结果的标准误未在文章中展示,感兴趣的读者可向作者索取。

价值理念 认知	0.017		0.315*	
关系网络		0.323***		0.084*
邻里关系	0.164**		-0.035	
干群关系	0.190***		0.099*	
年龄	-0.010*	-0.010*	0.008**	0.008**
性别	0.017	0.014	-0.050	-0.050
文化程度	0.415***	0.415***	0.005	-0.002
经商经历	-0.055	-0.047	-0.129	-0.127
技术培训	-0.040	-0.041	-0.011	-0.007
家庭人数	-0.046	-0.042	0.036*	0.029
耕地面积	0.014	0.015	0.001	0.001
粮食收入	0.046***	0.043***	0.004	0.006
土质情况	0.097	0.097	0.079	0.071
水源情况	-0.020	-0.018	-0.062	-0.063
常数项	-2.290***	-2.262***	4.410***	4.590***
对数似然 值	-335.936	-336.792	-360.831	-364.244
Pseudo R <sup>2</sup>	0.150	0.145		

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

(2) 关系网络。关系网络对农户协同意愿和协同程度均有显著正向影响，系数分别为 0.323 和 0.084。其中，无论是在协同意愿还是协同程度，干群关系都显著正向促进了农户治理农田灌溉系统的协同行为。邻里关系虽对农户协同意愿产生了正的显著影响，但却对农户协同程度无显著影响，这与理论预期不符。可能的原因为：一是农户在与邻里交换信息时，受到了家族成员传递的信息影响。美国社会学家马克·格兰诺维特就曾提出：在传统社会中每个人接触最频繁的便是自己的亲属、朋友等，这是一种十分稳定而传播范围十分有限的社会认知。因为亲属、朋友和自己生活圈相似，在这样的圈子中彼此生活重合，提供的信息交流总是重复且容易导致圈内人行为一致，也容易自成一个封闭系统。因此，农田灌溉系统治理中农户的协同程度可能是受到了家族成员影响。若家族成员中有人选择不参与或少参与农田灌溉系统治理，这样的信息会在家族成员圈内不断重复传递，高度重复传递的信息通常会改变原本认知而降低与其它观点的融合，从而对自己参与农田灌溉系统治理的程度产生消极影响。解释原因二是受市场经济趋利性影响，农村社会关系原子化现象不利于邻里之间的团结，从而影响到农户参与农田灌溉系统治理的程度。

(3) 控制变量。年龄对农户治理农田灌溉系统的协同意愿产生正向影响，对协同程度产生负向影响。文化程度对农户协同

意愿产生显著正向影响。教育作为一种准公共品，具有正向外溢作用，能够提高农户公共责任感，因此促进了农户参与农田灌溉系统治理。家庭总人数和粮食收入均对农户参与农田灌溉系统治理的意愿或程度产生了显著影响。

虽然本文对自然条件和家庭特征等因素进行了控制，但内生于农户个体性格、情绪等因素还可能会影响农户间关系网络，从而造成测量结果出现偏差。为了处理内生性问题，本文参考史恒通等把“农户的社会参与程度”表征为关系网络的思路，将“其他农户出现生活矛盾时，找您协商解决的程度？”作为关系网络工具变量。因为农户自己解决生活矛盾的过程不会直接影响其农田灌溉系统治理协同行为，且农户间生活矛盾化解能间接影响其关系网络，进而影响农户治理农田灌溉系统的协同行为。本文首先通过内生性检验及弱工具变量检验判断关系网络的内生性以及所选工具变量的有效性；其次分别采用 IV-Probit 两步法和二阶段最小二乘法（2SLS）模型解决内生性问题，估计群体认同、关系网络对农户治理农田灌溉系统协同行为的影响。考虑到有限样本数量的影响，本文再次采用有限信息最大似然法（LIML）进行估计。表 4 是工具变量第一阶段回归结果，其中回归 5、回归 6 都是工具变量对关系网络的估计结果。表 5 是工具变量第二阶段回归结果。

表 4 IV 第一阶段估计结果

变量	关系网络		关系网络	
	回归 5(IV-Probit)		回归 6(2SLS)	
	系数	标准误	系数	标准误
矛盾协调	0.418***	0.030	0.414***	0.037
常数项	0.652**	0.315	0.909**	0.451
控制变量	已控制		已控制	
工具变量显著性 F 检验	27.360***		122.132***	
R <sup>2</sup>	0.339		0.339	

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在 1%、5%、10%的水平上显著。

根据表 5 可知，在农户协同意愿方面，IV-Pro-bit 对关系网络的内生性检验（Wald 检验）结果显示 P 值为 0.085，故可在 10%的水平上认为关系网络为内生变量。在农户协同程度上，根据豪斯曼内生性检验结果，关系网络在 1%水平上显著，也表明回归模型确实存在内生性问题。同时，根据表 4 工具变量第一阶段估计结果来看，本文所选工具变量对农户关系网络确有显著影响，而且工具变量显著性 F 检验数值分别为 27.360 和 122.132，大于经验值 10，证明不存在弱工具变量问题。由工具变量第二阶段回归结果可以得出（表 5），在排除内生性干扰后群体认同、关系网络依然对农户治理农田灌溉系统的协同行为有显著影响。

表 5 群体认同、关系网络对农户治理农田灌溉系统协同行为的影响：IV 结果

变量	协同意愿		协同程度			
	回归 7(IV-Probit)		回归 8(2SLS)		回归 9(LIML)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误

群体认同	0.417***	0.160	-0.255	0.103	-0.255	0.103
关系网络	0.267**	0.134	0.290***	0.089	0.290***	0.089
常数项	-2.207***	0.614	4.269***	0.420	4.269***	0.420
控制变量	已控制		已控制		已控制	
Wald 检验 P 值	0.085*		—			
内生性检验	—		7.640***			

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在 1%、5%、10%的水平上显著。

## 2. 关系网络的中介作用分析

根据表 6 的 KHB 模型检验结果显示，关系网络对农户协同意愿的中介作用在 1%的水平下显著，作用大小 0.20，中介效应占比 29.36%。其中，邻里关系和干群关系对农户协同意愿的中介作用均在 1%的水平下显著，作用大小分别是 0.13 和 0.16，中介效应占比分别为 19.61%和 23.74%。这表明乡土亲切感、归属感与农田灌溉系统治理价值认知等，确实有利于建立团结和谐的邻里关系，也有利于干群关系的协调，从而间接对农户治理农田灌溉系统的意愿产生影响。

表 6 关系网络的 KHB 中介模型检验结果

KHB 检验	协同意愿			协同程度		
	群体认同→关系网络	群体认同→邻里关系	群体认同→干群关系	群体认同→关系网络	群体认同→邻里关系	群体认同→干群关系
总效应	0.67*** (0.14)	0.66*** (0.14)	0.66*** (0.14)	-0.13 (0.10)	0.13 (0.10)	-0.13 (0.10)
直接效应	0.47*** (0.14)	0.53*** (0.14)	0.51*** (0.14)	-0.17* (0.10)	-0.14 (0.10)	-0.17* (0.10)
间接效应	0.20*** (0.05)	0.13*** (0.04)	0.16*** (0.04)	0.04* (0.02)	0.01 (0.02)	0.04* (0.02)
间接效应占比	29.36	19.61	23.74	-31.88	-8.94	-29.79
结论	存在中介	存在中介	存在中介	存在中介	不存在中介	存在中介

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在 1%、5%、10%的水平上显著；括号内为标准误。

从协同程度分析，关系网络的中介作用显著，作用大小为 0.04，中介效应占比 31.88%。其中，邻里关系的中介作用不显著。其一，这说明在涉及实际行动时，农户总是能更为理性考虑问题，会力图思考此行为能给自己带来多大利益，权衡利弊后在决定是否深度参与治理，这可能会对关系网络的中介作用发挥造成不利影响。其二，这也印证了表 3 中回归 3 的结果，邻里关系可能是受到家族成员影响亦或是受到社会原子化现象影响，造成了群体认同的不一致现象，进而致使邻里关系的中介影响不显著。但

干群关系的中介作用显著，中介作用为 0.04，中介效应为 29.79%。这可能说明在具体公共事物治理面前，虽然农户存在群体认同不一致现象，但是这种不一致现象可能会促使农户积极与村干部沟通交流，而村干部公平对待每一位集体成员并为之积极互动，给大家足够的情感与物质支持，以此激发了农户的利他主义行为，促进其农田灌溉系统治理协同程度的加深。

### 3. 稳健性检验

为了检验基准回归结果的稳健性。本文借鉴蔡起华和朱玉春<sup>[18]</sup>的检验思路，首先改变核心解释变量计算方式，对于群体认同和关系网络的计算采用指标算数平均值。其次，更换农户治理农田灌溉系统协同行为的计量模型。其一，农户协同程度的表征是农田灌溉系统治理投资金额，为连续性数值，可直接采用 OLS 进行回归。其二，农户治理投资金额存在零值，可理解是受限被解释变量，将投资金额为零的数据左归并于 0，采用归并模型进行回归分析。表 7 结果显示，在农户治理农田灌溉系统的协同意愿上群体认同、关系网络均有显著正向影响，系数分别为 0.375 和 0.364；在农户治理农田灌溉系统的协同程度上群体认同的影响不显著，而关系网络为显著正向影响，系数为 0.084。这个结论与表 3 中回归 2、回归 4 和表 5 中回归 7、回归 8、回归 9 的结果显著性和系数正负号是大体相似的，这说明本文实证分析结果是较为稳健的。

表 7 稳健性检验的回归结果

变量	协同意愿		协同程度			
	回归 10 (Probit)		回归 11 (OLS)		回归 13 (归并模型)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
群体认同	0.375**	0.149	-0.153	0.094	-0.153	0.096
关系网络	0.364***	0.076	0.084*	0.049	0.084*	0.044
常数项	-2.332***	0.607	4.590***	0.383	4.590***	0.401
控制变量	已控制		已控制		已控制	
对数似然值	-336.263		—		-364.243	
R <sup>2</sup>	0.149		0.053		0.025	

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在 1%、5%、10%的水平上显著。

## 五、对策建议

实证结果显示群体认同对农户治理农田灌溉系统的协同意愿有显著正向影响，关系网络对农户协同治理农田灌溉系统的意愿与程度均有显著正向影响，同时关系网络在群体认同与农户治理协同意愿及程度间存在中介作用。基于上述结论，提出如下对策建议。

第一，培育农户群体认同氛围，强化农户乡土情节和集体行动荣誉感，推进其农田灌溉系统治理的协同行为。首先，加强农村公共文化建设。通过构建文化活动小组或组织文艺汇演等群众性文娱活动，倡导文明乡风，创造团结和睦的村庄文化氛围，增进农户对家乡的情感归属、喜爱与依恋之情。农户一旦融入到具备强情感认同、高凝聚力特点的群体文化氛围中，其自主治理意愿与行为会趋于转变。在这种相对同质的文化氛围影响下，农户可能会更多考虑集体利益并尽可能改变一些与集体导向不符的行为，形成农田灌溉系统治理的自主协同行为。其次，从社会教育层面出发，加大农田灌溉系统治理重要性的宣传力度，提高农

---

户治理农田灌溉系统的协同意识。可通过会议、讲座、培训、发放相关读物或者现代新媒体（例如网络、手机、电脑）制作相关视频或节目等，引导农户充分认识到农田灌溉系统治理对农业生产生活至关重要，是实现收益保障的关键要素，以此自觉形成农田灌溉系统治理的协同行为。

第二，加强农田灌溉系统治理中关系网络的建设和维系。首先，在邻里关系上要采用农忙时互助协作等多种形式，或着鼓励村级各类社会组织建设，如构建各类体育健身组织、志愿者组织等民间组织，通过各种组织活动增进农户间的互动交流，努力营造一种气氛融洽、互惠互利的关系网络。当农户间交流沟通越密切，关系氛围越好，人际网络越稳固时，越能平衡集体成员的矛盾冲突以带来更高水平的合作，从而有利于激发并联结各农户参与农田灌溉系统治理。其次，在干群关系上要公平对待每一位农户，充分引导农户与村干部互动交流，沟通过程中要相互交互意见，关心和倾听农户的需求，尊重与肯定农户的贡献，给予农户足够的情感与物质支持，以此激发了农户的利他主义行为，促进农田灌溉系统治理协同行动的形成。

第三，重视树立与维护以习俗、惯例及道德为代表的非正式社会规范。因为群体认同、关系网络一定程度上是基于道德习俗等非正式社会规范建立起来的。非正式社会规范通常能抑制败德行为降低交易费用，以减少农户治理的机会主义倾向，避免“搭便车”现象。具体而言，乡镇政府可以通过做好事、做善事等典型事例、榜样模范、冠以荣誉或建碑立传等方式树立适当的非正式社会规范，以此来鼓励农户协同参与农田灌溉系统治理的积极性。

#### 参考文献:

- [1]王博,万晶晶,朱玉春.制度能力、合作水平与农田灌溉系统供给——基于黄河灌区6省调查数据的分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2020,(06).
- [2]王克强,王春明,俞虹.农田水利基础设施农户参与管理决策机制研究[J].农村经济,2011,(09).
- [3]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,(01).
- [4]Flanery A,Mbatu R,Johns R,et al.Heterogeneity and Collective Action:Community Integration Appraisal for REDD+Forest Management Implementation[J].Small-scale Forestry,2019,(03).
- [5]秦国庆,朱玉春.用水者规模、群体异质性与小型农田水利设施自主治理绩效[J].中国农村观察,2017,(06).
- [6]Olson M.The Logic of Collective Action[M].Cambridge:Cambridge University Press,1966.
- [7]Ostrom E,Ahn T K.The Meaning of Social Capital and its Link to Collective Action[J].Social Science Electronic Publishing,2008,(11).
- [8]王蕾,杨晓卉,姜明栋.社会网络关系嵌入视角下农户参与小型农田水利设施供给意愿研究[J].农村经济,2019,(01).
- [9]Tajfel H E.Differentiation Between Social Groups:Studies in the Social Psychology of Intergroup Relations [M].Cambridge :Academic Press,1978.
- [10]周冲,黎红梅.村民感知与意愿响应视角下的后疫情时代乡村人居环境治理路径分析[J].农林经济管理学报,2020,(05).
- [11]哈肯著,凌复华译.协同学:大自然的构成的奥秘[M].上海:上海人民出版社,2005.

---

[12]Cremer D D,Vugt M V.Social Identification Effects in Social Dilemmas:A Transformation of Motives[J]. European Journal of Social Psychology,1999,(07).

[13]李玉贝,陆迁,郭格. 社会网络对农户节水灌溉技术采用的影响: 同质性还是异质性? [J]. 农业现代化研究, 2017, (06).

[14]Eisenberger R,Fasolo P,Davis-Lamastro V.Perceived Organizational Support and Employee Diligence, Commitment and Innovation[J]. Journal of Applied Psychology,1990,(01).

[15]Orazi D C,Turrini A,Valotti G.Public sector leadership:new perspectives for research and practice[J]. International Review of Administrative Sciences,2013,(03).

[16]Karlson K B,Breen H R.Comparing Regression Coefficients Between Same-sample Nested Models Using Logit and Probit:A New Method[J]. Sociological Methodology,2012,(42).

[17]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, (01).

[18]蔡起华, 朱玉春. 社会资本、收入差距对村庄集体行动的影响——以三省区农户参与小型农田水利设施维护为例[J]. 公共管理学报, 2016, (04).

[19]孙少岩, 张景星. 普惠金融视角下农户直补资金担保贷款需求特征研究以吉林省梨树县为例[J]. 吉林大学社会科学学报, 2020, (01).