农户外出务工与农田灌溉设施治理参与:挤出效应抑或路径重塑

张 博,穆月英

(中国农业大学 经济管理学院,北京 100083)

摘 要: 水利是农业发展的命脉,农户参与是实现农田灌溉设施长效治理的关键。基于黄淮海地区微观农户调查数据,以家庭为单位,在理论分析的基础上,采用IV-Probit模型实证分析外出务工对农户农田灌溉设施治理参与的影响效应、作用机制与异质性特征。研究发现:(1)家庭劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理具有显著负向影响。(2)作用机制分析表明,家庭劳动力外出务工通过弱化农户村域内社会网络、扩大农户间经济分化程度以及降低农户农业收入依赖性,抑制农户参与农田灌溉设施治理。(3)从农田水利产权模式来看,相比于村集体公有模式,农户个人所有模式和与周围农户共有模式未能减轻劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理的不利影响。从组织支持来看,农户所在村成立用水户协会有助于缓解家庭劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理的负向冲击。(4)从村庄灌溉管理制度来看,农户所在村农田灌溉管理条例越完善,偷水惩罚机制越清晰,越有利于弱化劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理的不利影响。据此,应拓宽外出务工农户公共事务治理参与渠道,因地制宜推进农田水利产权制度改革,促进农民用水户协会发展,加强村庄农田灌溉设施治理规章制度建设。

关键词: 外出务工;农户;农田灌溉设施治理;制度环境;黄淮海地区

中图分类号: F323.6;F302.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2026)03-0017-17

一、引言

加强农田灌溉设施治理,是提高农业防灾减灾能力、确保国家粮食安全的重要举措。新中国成立七十余年的农田灌溉设施治理实践表明,单纯依靠政府难以实现基层农田灌溉系统的长效治理[1]。破解农田灌溉设施老化失修、资金投入不足及治理机制不健全等灌溉治理困境,必须依靠农户的参与[2]。然而,随着“农业税”和“两工制”的废除,农村剩余劳动力大量向外转移。据统计,我国农村外出务工劳动力从2004年的1.2亿人逐渐上升至2024年的1.79亿人,年均增长2.02%;外出务工劳动力以青壮年男性为主,在家庭生产经营决策中占有重要地位[3]①。在此背景下,劳动力外出务工对农田灌溉设施治理具有何种影响?在农村青壮年劳动力持续外流的形势下,如何促进农户参与村庄农田灌溉设施治理?厘清上述问题,对于有效推动农田灌溉设施治理

收稿日期: 2025-09-21 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2026.03.002

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(18ZDA074);现代农业产业技术体系北京市产业经济与政策创新团队项目(BAIC11-2023)

作者简介: 张 博(1995—),男,河南开封人,中国农业大学经济管理学院博士研究生,主要研究方向为农业经济理论与政策。E-mail:B20213110795@cau.edu.cn

通讯作者: 穆月英(1963—),女,山西大同人,中国农业大学经济管理学院教授,主要研究方向为农业经济理论与政策。E-mail:yueyingmu@cau.edu.cn

①数据来源:《2024年农民工监测调查报告》。

政策调整、打通农田水利“最后一公里”难题,具有重要的现实意义。

农田灌溉设施具有准公共物品属性,从关于劳动力外出务工是否影响农户参与村庄公共事务治理的既有研究来看,研究结果存在较大分歧。部分研究认为,劳动力外出务工有利于促进农户参与村庄公共事务治理[4-5]。一方面,劳动力外出务工经历提升了农户公共事务治理投资意愿,进而促进农户投资行为。规模扩张需求和技术型经营扩张需求是驱动农户参与公共事务治理的重要途径[6]。另一方面,劳动力外出务工通过重构社会关联模式和增强地缘网络依赖,提升留守成员的社会网络强度,进而促进农户参与公共事务治理[7]。另一部分研究则认为,劳动力外流阻碍了农户对公共事务治理的参与[8-9]。劳动力外出务工抽离村庄领导力,破坏村民积累的社会资本,削弱农民的村庄归属感并降低农民对农业资源的依赖性,进而制约了农村集体行动的开展[10]。还有部分研究从乡村旅游发展、数字平台建设等视角探究了如何促进村庄公共事务治理集体行动[11-12]。

综上所述,尽管已有研究探讨了外出务工对农户参与村庄公共事务治理的影响以及如何促进村庄公共事务治理集体行动,但对农户参与村庄公共事务治理的度量主要着眼于农户参与意愿,而农户的治理参与意愿与实际参与行为之间可能存在一定偏差,意愿与行为的悖离问题在村庄公共事务治理中依然较为常见[13-14]。同时,农田灌溉设施治理作为农村公共事务治理的重要环节,针对劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理影响及其内在机制的研究仍然较为缺乏。鉴于此,本文利用黄淮海粮食主产区农户(包含家庭有外出务工的农户和没有外出务工的农户)的样本数据,基于社会生态系统(SES)分析框架,采用 Kakwani 指数和 IV-Probit 模型实证分析劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理的影响效应、作用机制及异质性特征。本文的主要边际贡献在于:一是通过构建社会生态系统理论分析框架,揭示了劳动力外出务工对农户农田灌溉设施治理参与影响的微观传导机制;二是立足农村劳动力流动现状,探讨不同制度环境下缓解劳动力外出务工对乡村公共事务治理不利影响的可行路径,为提高乡村公共事务治理能力提供实证支撑与政策参考。

二、理论基础与研究假说

(一)社会生态系统框架(SES)

由于农户参与农田灌溉设施治理的影响因素较为复杂,涉及农户内部特征、村庄特征、社会经济状况以及外部的自然生态特征等多个方面,因此,为增强对复杂社会生态系统下农田灌溉设施治理中农户参与问题的诊断,本文基于奥斯特罗姆提出的社会生态系统研究框架(SES),探究外出务工对农户参与农田灌溉设施治理的影响及其作用机制[15]。

社会生态系统是指由多个子系统及其内部变量构成的相互嵌套、相互关联的复杂系统[16-17]。社会生态系统框架综合考虑了社会经济和政治背景、自然生态环境等因素对治理效果的影响,能够避免实际研究过程中研究问题的极简化和复杂化等极端情况[12],适用于分析具有公共池塘资源属性的多层级治理系统,如沿海渔业、森林、灌溉系统等,拓宽了集体行动理论的发展空间[18]。与此同时,针对不同的研究对象和问题,社会生态系统框架可进行纵向和横向分解,有利于精准定位影响农户参与农田灌溉设施治理的具体因素[19]。从村庄内部角度而言,农户是否参与农田灌溉设施治理,本质上是以家庭为单位的决策行为,故研究聚焦于农户家庭层面。如图 1 所示,社会生态系统框架第一层级由 8 个基本要件构成,其内部包含资源系统(RS)、资源单位(RU)、治理系统(GS)以及行动者(A)4 个核心变量,而变量间的互动过程(I)和结果(O)则同时受到社会、经济和政治背景(S)以及相关生态系统(ECO)等外部冲击的影响。具体来看,社会生态系统框架描绘了在广泛的社会经济和相关生态系统情境下,各子系统之间的内在联系与互动过程对结果(O)的影响,互动结果(O)进而又反向作用于各子系统及其组成部分。

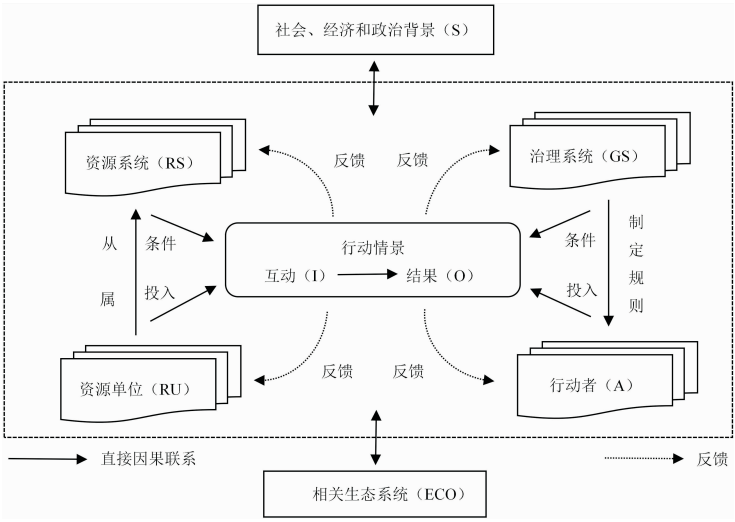


图 1　社会生态系统层级变量与关系框架

在此基础上,考虑到不同社会生态系统能否可持续运作的核心在于识别并分析这些复杂系统中各层级之间在时空尺度上的相互关系,奥斯特罗姆提出了可供选择的二级变量集合,而这些二级变量又可进一步细分为更深层次变量,具体选择哪些相关的二级或更深层次变量,取决于具体的研究问题[17]。如表 1 所示,资源系统(RS)可细分为资源部门(如鱼塘、牧场、水资源等)、资源系统规模、资源系统边界清晰性等;资源单位(RU)包括资源单位数量、资源的经济价值、空间与时间分布等;治理系统(GS)包括政府组织、非政府组织、监督与制裁规则等;行动者(A)系统包括规范(信任互惠)或社会资本、社会经济属性等;变量间的互动(I)过程包含资源收获水平、信息分享情况、协商过程等;结果(O)可以是社会绩效、生态绩效以及其他外部性影响;社会、经济和政治背景(S)与相关生态系统(ECO)等外部变量包括经济发展、人口变化趋势、政府政策、劳动力外出务工、气候模式、污染类型等[20]。结合 Wahyudin 等[21]的研究,本文将该框架分解至第四层。在社会生态系统框架下,劳动力外出务工作为社会、经济和政治背景(S)中二级变量人口变化趋势(S2)的三级变量,是特定社会发展阶段中人口变动趋势的核心表现,构成后续集体行动变化的重要驱动因素。围绕这一核心变量,构建资源系统(RS)、治理系统(GS)、行动者(A)系统以及资源单位系统(RU),明确研究的资源部门(RS1)为农田灌溉设施,揭示劳动力外出务工通过行动者(A)系统和资源单位系统(RU)抑制农户参与村庄农田灌溉设施治理(O1-a)的作用路径,并探究不同治理系统(GS)下劳动力外出务工对农户参与村庄农田灌溉设施治理的异质性影响。各层级的变量选取与关系设定如下:第一,在行动者(A)系统中,二级变量规范(信任互惠)或社会资本(A1)下的三级变量社会资本(A1-a)可细分为四级变量农户村域内社会网络(A1-a-1)。劳动力外出务工通过降低农户在村域内的互动频率与社会网络密度,削弱了内嵌于农户长期交往中形成的信任互惠与信息传递渠道,降低了农户村域内社会资本存量,不利于农户参与农田灌溉设施治理。第二,在行动者(A)系统中,二级变量社会经济属性(A2)下的三级变量村庄经济分化程度(A2-a)反映了农户间收入与财富分配的不平等程度。农户间经济分化程度的加深引致农户对参与农田灌溉设施治理的预期收益、成本分担以及机会成本的再评估,增加农户搭便车行为发生的可能性。第三,在资源单位系统(RU)中,二级变量经济价值(RU2)下的三级变量农户农业收入依赖性(RU2-a)衡量农户家庭收入中农业生产性收入所占的比例,反映了农业生产经营对农户生计的重要性程度。劳动力外出务工促进农户家庭劳动力资源的再配置,弱化了农户对农业收入的依赖性,农户参与农田灌

溉设施治理的机会成本相对提高,抑制了农户参与农田灌溉设施建设和管护的意愿。上述路径共同构成了劳动力外出务工经由行动者系统与资源单位系统中的各层级变量,最终传导至农户农田灌溉设施治理参与行为的完整因果链条。

表1 劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理影响的SES框架

社会、经济和政治背景(S)	
S1:经济发展;S2:人口变化趋势;S3:政府政策;S4:其他治理系统;S5:市场;S6:媒体;S7:技术;S2-a 劳动力外出务工	
资源系统(RS)	治理系统(GS)
RS1:资源部门	GS1:政府组织
RS2:资源系统规模	GS2:非政府组织
RS3:资源系统边界清晰性	GS3:监督和制裁规则
.....	.....
资源单位(RU)	行动者(A)
RU1:资源单位数量	A1:规范(信任互惠)或社会资本
	A1-a:社会资本
	A1-a-1:村域内社会网络
RU2:经济价值	A2:社会经济属性
RU2-a:农业收入依赖性	A2-a:村庄经济分化程度
.....	.....
互动(I)→ 结果(O)	
I1:收获水平	O1:社会绩效测量
	O1-a:农户参与农田灌溉设施治理
.....	.....
相关生态系统(ECO)	
ECO1:气候模式;ECO2:污染类型;ECO3:区域社会生态系统框架的流入流出	

(二)劳动力外出务工(S2-a)对农户参与农田灌溉设施治理(O)的直接影响

随着城镇化进程的快速推进,更多的就业机会和更高的工资收入吸引农村劳动力大量涌入城镇,导致农户家庭农业生产要素资源的再配置[22],尤其是影响农户家庭劳动力要素在农业生产和非农务工之间的资源配置决策。农户家庭劳动力要素是有限的,出于自身利益最大化考虑,农户家庭将稀缺的劳动力资源投资于收益更高的非农务工领域的概率更高,从而直接减少农田灌溉设施建设和管护的劳动力投入[23]。

与此同时,农村外出务工劳动力呈现候鸟性流动特征[24]。在农田灌溉设施治理集体行动过程中,有外出务工劳动力家庭相比非外出务工家庭需要承担更高昂的时间成本、交通成本以及信息成本,治理成本的提高阻碍了劳动力外出务工家庭参与本村公共事务治理集体行动。更重要的是,农户家庭外出务工劳动力以男性为主,外出务工劳动力占家庭人口总数的比例越高,家庭事务由女性决策的概率就越大,从而导致农户更倾向于不参与公共事务治理集体行动[9]。据此,提出如下假说:

H1:劳动力外出务工(S2-a)对农户参与农田灌溉设施治理(O)具有显著负向影响。

(三)劳动力外出务工(S2-a)对农户参与农田灌溉设施治理(O)影响的间接效应

1. 劳动力外出务工、村域社会网络与农户农田灌溉设施治理参与

劳动力外出务工(S2-a)通过转变农户个体的生活环境、生产方式以及价值观念影响农户村域内社会网络结构[25]。从生活环境看,劳动力外出务工(S2-a)从根本上解构了乡土社会中由亲缘伦理和地缘网络等构成的农户联结,淡化了农户对村庄的归属感,破坏了村民在长期交往中所积累

的村域内社会资本[26]。同时,地理距离的限制也导致外出务工劳动力对村务信息等的信息获取滞后,信息差的存在进一步降低了农户参与意愿。从生产方式看,劳动力外出务工(S2-a)不仅促使家庭青壮年劳动力脱离传统生计空间,弱化劳动力农业生产技能,生产方式的转变更使农户参与农田灌溉设施等公共事务治理的机会成本上升。从价值观念看,在传统乡土社会中,农户间主要通过人情、互惠、面子等构成相互联系的社会网络结构[27]。相比于劳动力外出务工家庭,非劳动力外出务工家庭与村集体及其他家庭之间的联系更为密切[28],在农业生产经营中与其他农户之间的信息交流更加频繁(A1-a-1),更倾向于规避行为异质性以维系与其他村民群体之间的社会认同一致性;而外出务工者长期脱离村庄场域,加剧了村域内部"原子化"倾向[29],导致村庄内社会功能性互助关系的萎缩[30],削弱了农户间的身份认同与彼此信任,阻碍了农户参与村庄公共事务治理[31-32]。据此,提出如下假说:

H2a:劳动力外出务工(S2-a)通过削弱农户家庭村域内社会网络(A1-a-1),阻碍农户参与农田灌溉设施治理(O)。

2. *劳动力外出务工、农户经济分化与农户农田灌溉设施治理参与*

尽管劳动力外出务工(S2-a)能够显著提高农户家庭收入水平[33],但也导致务工家庭与非务工家庭收入差距的扩大(A2-a),加剧了农户间经济分化程度[34]。同时,相比于外出务工家庭,非外出务工家庭以农业生产经营为主,信息匮乏、农村基层组织不健全以及资金信贷瓶颈等均严重束缚其对农业资源的充分利用,使其难以创造出更高的生产力,进而加深农户经济分化程度[35-36]。此外,农户间的经济分化不仅加剧了低收入农户的相对剥夺感,降低了低收入农户参与集体行动的概率[37-38],也提高了不同农户在利益诉求与资源禀赋上的异质性程度,削弱了村庄内部农户间的凝聚力,进而增加了公共事务治理中集体行动的协调难度。据此,提出如下假说:

H2b:劳动力外出务工(S2-a)通过扩大农户间经济差距(A2-a),阻碍农户参与农田灌溉设施治理(O)。

3. *劳动力外出务工、农业收入依赖与农户农田灌溉设施治理参与*

劳动力外出务工推动了农户家庭农业生产要素配置的结构调整。一方面,家庭青壮年劳动力外流,加剧了农业生产人员的老龄化趋势,制约了农业生产新技术采纳,也导致农户耕地撂荒的概率明显提升[39];另一方面,外出务工所带来的劳动力流失效应引致农户农业投资水平持续降低,尤其是流动性生产投资下滑,这使外出务工家庭的农业收入显著下降[40]。农业收入与农户村庄公共事务治理参与度(O)存在显著正相关关系[41],当参与集体行动的成本小于农田灌溉设施改善所带来的农业收益增长时,对于理性农户而言,对农业收入的依赖性越强(RU2-a),参与农田灌溉设施治理(O)的可能性就越大。据此,提出如下假说:

H2c:劳动力外出务工(S2-a)通过弱化农户农业收入依赖度(RU2-a),阻碍农户参与农田灌溉设施治理(O)。

三、数据来源、变量选取与模型设定

(一)数据来源

研究所用数据来源于课题组 2021 年 1 月和 2023 年 6 月对黄淮海地区河南、河北与山东三省粮食种植户开展综合调查所得的混合截面数据。选取河南、河北与山东作为调查区域,主要原因在于:第一,黄淮海地区冀鲁豫三省是我国的粮食主产区,2023 年三大粮食作物产量占全国粮食总产量的 24.69%①。从作物种类来看,黄淮海地区受访农户以种植小麦、玉米为主,其次是水稻,三

① 数据来源:《2024 年中国农村统计年鉴》。

大粮食作物种植户占样本农户的比重分别为87.80%、84.34%和14.79%。第二,黄淮海地区冀鲁豫三省是我国粮食生产与水资源矛盾十分突出的地区,2023年粮食生产用水总量占地区农业用水总量的78.49%,占地区用水总量的44.07%①。第三,冀鲁豫三省是我国农村人口占比较高的省份,2023年冀鲁豫三省农村人口数量占全国农村人口总量的21.71%,劳动力外出务工现象较为普遍②。调查分村庄和农户两级实施,调查内容涵盖粮食种植户家庭基本状况、粮食生产要素投入和产出状况、粮食生产水资源利用和节水技术采纳情况、灌溉系统治理情况和村庄基本信息情况等方面。调查按照分层抽样方式,首先选取河南省平桥区、淮阳区,河北省南和区、清苑区、南宫市,山东省齐河县、鄄城县等作为调研区域,其次从每个县(市、区)随机抽取两个乡镇,每个乡镇随机抽取1~2个行政村,最后对每个行政村农户进行随机抽样。调查组成员均接受过调研预培训,调研以调查员与农户一对一问卷访谈的方式获取调研问卷,受访对象以户主为主。共回收调研问卷1051份,剔除有效信息缺失和前后信息矛盾样本后,最终得到有效样本926份,占样本总量的88.11%。其中,小农户(家庭耕地面积低于50亩)占有效样本量的比例达90.06%。

(二)变量选取

1.被解释变量

农户农田灌溉设施治理参与行为。基于过程法,本文从两个维度刻画农户的农田灌溉设施治理参与行为:一是在基准回归中,将“农户是否参与村庄农田灌溉设施维护”作为被解释变量;二是在异质性分析中,进一步纳入产权模式、组织支持及村庄灌溉管理制度等制度环境因素,考察这些因素对参与行为的调节效应。

2.核心解释变量

劳动力外出务工。劳动力外出务工实际上是家庭内部劳动力资源的再配置,包括时间和空间两个维度。借鉴已有研究[42-43],外出务工劳动力是指“农户家庭在户籍所在乡镇以外务工6个月及以上的劳动力”。具体采用两分法[44],一是将家庭外出务工劳动力比重作为核心解释变量进行基准回归;二是以农户家庭是否有劳动力外出务工作为代理变量,进行稳健性检验。

3.机制变量

机制变量为村域社会网络、农业收入依赖程度与农户经济分化程度。其中,村域社会网络属于农户村域社会资本范畴,以农户与村内其他农户交流的频率衡量;农业收入依赖程度以农户农业收入占家庭总收入的比重衡量;农户经济分化程度以Kakwani指数衡量。

4.控制变量

借鉴已有研究思路[45],由于农户参与农田灌溉设施治理影响因素的复杂性,故从农户个人特征、家庭特征、村庄自然条件与社会环境特征等方面选取控制变量。其中,农户个人特征选取户主年龄、性别、受教育程度以及身体健康状况作为控制变量,探究户主个人因素对农户参与村庄农田灌溉设施治理的影响;家庭特征选取农户家庭是否加入农民专业合作社、是否农地流入、是否接受过粮食种植培训以及土地肥力作为控制变量,衡量家庭禀赋特征对农户参与村庄农田灌溉设施治理的影响;村庄自然条件和社会环境特征选取村庄位置、耕地地形、近5年是否发生严重旱灾、村庄人口规模、所属省份作为控制变量,探究农户所处外部环境对农户参与村庄农田灌溉设施治理的影响。主要变量定义及描述性统计结果如表2所示。

① 数据来源:《2024年中国水利统计年鉴》。

② 数据来源:《2024年中国农村统计年鉴》。

表 2　主要变量指标含义与描述性统计结果

变量	变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	农户农田灌溉设施治理参与行为	农户是否参与村庄农田灌溉设施维护:是=1;否=0	0.39	0.49	0	1
核心解释变量	劳动力外出务工	家庭外出务工劳动力比重	0.21	0.31	0	1
中介变量	村域社会网络	农户与其他农户交流的频率:非常少=1;比较少=2;一般=3;比较多=4;非常多=5	3.54	1.13	1	5
	农业收入依赖程度	农业收入占家庭总收入的比重	0.45	0.30	0.01	1
	农户经济分化程度	Kakwani 指数(连续变量)	0.28	0.16	0	0.85
户主层面	年龄	户主年龄(岁)	58.36	10.55	27	86
	性别	户主性别:男=1;女=0	0.89	0.32	0	1
	受教育程度	户主受教育年限(年)	7.54	3.23	0	17
	身体健康状况	户主身体健康状况(百分制/取对数)	87.62	12.78	30	100
家庭层面	是否加入农民专业合作社	是=1;否=0	0.12	0.33	0	1
	是否农地流入	是=1;否=0	0.26	0.44	0	1
	是否接受过粮食种植培训	是=1;否=0	0.31	0.46	0	1
	土地肥力	近年土地肥力水平:极低=1;较低=2;一般=3;较高=4;极高=5	3.16	0.79	1	5
村庄层面	村庄位置	村庄距县城距离(公里/取对数)	24.04	28.66	0.40	200
	耕地地形	村庄耕地地形是否为平原:是=1;否=0	0.81	0.40	0	1
	近 5 年是否发生严重旱灾	是=1;否=0	0.22	0.42	0	1
	村庄人口规模	本村人口数(人/取对数)	1939.73	1309.12	231	5000
	是否河南省	是=1;否=0	0.31	0.46	0	1
	是否河北省	是=1;否=0	0.29	0.45	0	1

如表 2 所示,在受访农户中,参与农田灌溉设施治理的农户约占样本总量的 39%,整体占比偏低,外出务工劳动力占家庭总劳动力比重的均值为 21%。与此同时,农户家庭户主以男性为主,受教育程度以小学、初中学历为主,农业收入占家庭总收入的比重平均为 45%,加入农民专业合作社的农户与接受过粮食种植培训的农户占比偏低。农户所在村耕地地形以平原为主,近 5 年发生严重旱灾的村庄较少,且距县城的距离整体偏远。

(三)模型设定

1. 基准模型

为检验劳动力外出务工对农户参与村庄农田灌溉设施治理的影响,考虑到被解释变量为二元虚拟变量,故借鉴已有研究[46],采用 Probit 模型进行基准回归估计,模型构建如下:

$$Participation_i = \alpha_i + \beta_i Migrant_i + \sum_{j=1}^{k} \gamma_i Control_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式(1)中,$Participation_i$ 为农户是否参与农田灌溉设施治理的虚拟变量,取值 1 表示参与,0 表示不参与;$Migrant_i$ 代表农户家庭劳动力外出务工情况;$Control_i$ 代表影响村庄农田灌溉设施治理的农户个人特征、家庭特征以及村庄特征等控制变量;α_i 代表常数项,β_i、γ_i 分别代表核心解释变量和控制变量的回归系数,k 代表控制变量个数,ε_i 代表随机扰动项。

2. IV-Probit 模型

虽然基准回归模型已尽可能控制影响农户参与农田灌溉设施治理的因素,但仍有可能因遗漏

变量或测量误差等因素导致模型存在内生性问题,故参考已有研究[47],采用 IV-Probit 模型进行内生性检验,模型设定如下:

$$Participation_i^* = \delta_i Migrant + \sum_{j=1}^{k} \eta_i Control_i + \mu_i \tag{2}$$

$$Migrant_i = \omega_i Highway_i + \sum_{j=1}^{k} \theta_i Control_i + \nu_i \tag{3}$$

$$Participation_i = 1(Participation_i^* > 0) \tag{4}$$

式(2)~式(4)中,$Participation_i^*$ 为农户是否参与农田灌溉设施治理的潜变量,$Migrant_i$ 为内生变量,$Highway_i$ 为工具变量,δ_i、ω_i 分别表示核心解释变量和工具变量的回归系数,η_i、θ_i 为控制变量回归系数,μ_i、ν_i 为随机扰动项。借鉴已有研究[26],选取农户所在村委会至最近高速公路的距离作为工具变量。一方面,农户所在村委会至最近高速公路的距离越近,通勤成本越低、交通条件越便利,农户外出务工的概率就越高,获得更好就业机会的可能性也越大;另一方面,农户所在村委会到最近高速公路的距离属于客观的地理变量,对农户是否参与村庄农田灌溉设施治理并无直接影响,满足外生性条件。

假设扰动项 μ_i 和 ν_i 服从期望值为零的二维正态分布,即:

$$\begin{pmatrix}\mu_i \\ \nu_i\end{pmatrix} \sim N\left[\begin{pmatrix}0 \\ 0\end{pmatrix}, \begin{pmatrix}1 & \rho\sigma_\nu \\ \rho\sigma_\nu & \sigma_\nu^2\end{pmatrix}\right] \tag{5}$$

式(5)中,ρ 为 μ_i 和 ν_i 的相关系数,若 $\rho=0$ 表明不存在内生性问题,$\rho\neq 0$ 则表明存在内生性问题。

3. Kakwani 指数

关于农户经济分化程度的度量,已有研究多采用农户家庭人均收入的基尼系数来表示[48]。然而,基尼系数仅能描述农户总体收入不平等状况,不能刻画不同农户个体面对的收入差距变化,而 Yitzhaki 指数和 Kakwani 指数能够测得不同农户间的收入差距与不平等程度,与此同时,相比于 Yitzhaki 指数,Kakwani 指数具有无量纲性和正规化的特性,更便于展开实证分析[49],故使用 Kakwani 指数衡量农户经济分化程度。借鉴已有研究[50-51],假定 Z 代表一个收入群组,n 代表该群组内样本量,对群组内农户的收入水平进行依次排序可得总体收入向量 $Z=(z_1,z_2,z_3...,z_n)$,将群组内的农户 i 与其他农户相比较,可得第 i 个农户与第 j 个农户的收入差距为:

$$RD(z_j,z_i) = \begin{cases} z_j - z_i, \text{if } z_i > z_i \\ 0 \quad\quad , \text{if } z_j \leqslant z_i \end{cases} \tag{6}$$

将 $RD(z_j,z_i)$ 对 j 求和,并除以群组内农户家庭年收入的均值和样本量,可推导出第 i 个农户的 Kakwani 指数为:

$$\text{Kakwani}_i = \frac{1}{n\mu_Z}\left[\sum\nolimits_{j=1}^{n}(z_j - z_i)\right] = \gamma_{z_i}^{+}\left[\frac{(\mu_{z_i}^{+} - z_i)}{\mu_z}\right] \tag{7}$$

式(7)中,μ_Z 代表群组 Z 中所有农户家庭年收入的均值,$\mu_{z_i}^{+}$ 代表群组 Z 中超过 z_i 的农户家庭年收入的均值,$\gamma_{z_i}^{+}$ 代表群组 Z 中家庭年收入超过 z_i 的农户数占总样本数的百分比。Kakwani 指数越大,代表农户间经济分化程度越大。

四、实证结果与分析

(一)劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理的影响

表 3 显示了劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理影响的基准回归结果。首先,对全

样本进行多重共线性检验,结果显示 VIF 值最大为 1.66,远低于经验值 10,表明模型不存在多重共线性问题。其次,采用 Probit 模型进行回归,并基于研究需要,依次控制户主个人特征、家庭禀赋特征以及村庄特征等变量,以增强估计结果的稳健性。

表 3　劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理影响的基准回归结果

变量	被解释变量:农田灌溉设施治理参与行为			
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
劳动力外出务工	-0.529***(0.145)	-0.565***(0.150)	-0.498***(0.157)	-0.454***(0.165)
年龄		0.001(0.005)	-0.000(0.005)	-0.000(0.005)
性别		-0.040(0.136)	-0.031(0.139)	-0.090(0.143)
受教育程度		0.038***(0.015)	0.021(0.015)	0.009(0.015)
身体健康状况		-0.310(0.269)	-0.485*(0.272)	-0.599**(0.291)
是否加入农业合作社			-0.024(0.138)	-0.120(0.147)
是否农地流入			-0.033(0.103)	0.030(0.109)
是否接受过粮食种植培训			0.634***(0.096)	0.688***(0.105)
土地肥力			0.178***(0.057)	0.138**(0.061)
村庄位置				0.226***(0.061)
耕地地形				0.116(0.136)
近 5 年是否发生严重旱灾				0.533***(0.110)
村庄人口规模				-0.203***(0.074)
省份虚拟变量	否	否	否	是
时间虚拟变量	否	否	否	是
常数项	-0.178***(0.051)	0.888(1.293)	1.101(1.317)	2.145(1.526)
Pseudo R^2	0.012	0.018	0.069	0.124
Wald 统计量	13.24	20.07	81.56	140.60
观测值	926	926	926	926

注:***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平;括号内为标准误。下表同。

由表 3 列(1)结果可知,在不考虑控制变量的情况下,劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理具有显著负向影响。在逐步加入农户层面、家庭层面与村庄层面等控制变量后,外出务工变量系数仍在 1% 统计水平下显著为负,表明劳动力外出务工抑制农户参与农田灌溉设施治理的结论较为稳健。从控制变量来看,户主身体健康状况越好、村庄人口规模越大,越不利于农户参与农田灌溉设施治理。究其原因,户主健康状况越好,对灌溉治理的沉没成本感知更为强烈,为降低劳动力机会成本,更倾向于非农兼业,从而抑制了农户参与村庄灌溉设施治理行为。与此同时,农户接受粮食种植培训次数越多、土地肥力越高、村庄距县城距离越远,以及近 5 年遭受严重旱灾冲击,均会正向促进农户参与农田灌溉设施治理。一方面,种植培训的积累与严重旱灾的现实冲击,能够强化农户对灌溉设施治理重要性的价值认知;另一方面,土地肥力越高,农业生产的潜在产量和收益越大,村庄集体行动失败所产生的风险成本更高,进而倒逼农户主动参与灌溉治理。此外,村庄与县城距离越远,公共服务可及性越差,农户外出务工的信息搜集成本与通勤成本更高,农户对农业收入的依赖程度更强;加之偏远村庄“搭便车”行为更易受到舆论约束与社会排斥,进一步推动农户参与农田灌溉设施治理。

(二)内生性讨论

虽然基准回归已尽可能控制农户个人特征、家庭特征以及村庄特征指标,但考虑到影响参与因素的多样性和复杂性,因遗漏变量而导致的内生性问题不容忽视。同时,测量误差的存在可能使随机扰动项进入解释变量未能被观测的部分,从而导致内生性问题,故选取农户“村委会距最近

高速公路的距离”作为工具变量,回归结果如表4所示。

从工具变量有效性检验结果来看,Wald统计量在1%的显著性水平下有效,表明模型存在内生性问题;弱工具变量检验的*AR*统计量和Wald统计量在1%的水平下显著,表明所选取的工具变量不是弱工具变量。从回归结果来看,劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理的影响显著且系数为负,表明劳动力外出务工阻碍农户参与农田灌溉设施治理,且基准回归对该影响存在一定程度的低估,假说H1得证。

表4 劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理影响的内生性讨论

变量	第一阶段: 劳动力外出务工	第二阶段: 农户农田灌溉设施治理参与行为
劳动力外出务工		-3.020***(1.085)
村委会距最近高速公路的距离	-0.046***(0.009)	
户主层面	是	是
家庭层面	是	是
村庄层面	是	是
省份虚拟变量	是	是
时间虚拟变量	是	是
外生性Wald检验	7.48***	
弱工具变量*AR*检验	10.00***	
弱工具变量Wald检验	7.75***	
观测值	926	

(三)稳健性分析

为验证以上研究结论的稳健性,本文进行多种类型的稳健性检验。一是进行双侧1%缩尾处理。考虑到各变量可能存在极端值或异常值,进而对估计结果产生影响,故对各变量均进行双侧1%缩尾处理。二是采用不同的估计方法。由于被解释变量为二元变量,传统的线性估计方法不再适用,故采取Logit模型进行稳健性检验。三是随机抽取样本量。因改变样本量而调整模型显著性的“p-hacking”方式近年来越来越受到学术界的关注[52],故随机抽取80%的样本量再次进行回归。四是替换核心解释变量。按农户家庭是否具有外出务工劳动力分为劳动力外出务工家庭与非劳动力外出务工家庭,采用农户家庭是否有劳动力外出务工作为核心解释变量的替代变量再次进行回归,回归结果如表5所示。

表5 劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理影响的稳健性检验

变量	双侧1%缩尾 (1)	更换模型形式 (2)	随机抽取样本量 (3)	替换核心解释变量 (4)
劳动力外出务工	-0.447***(0.165)	-0.771***(0.286)	-0.535***(0.188)	
劳动力是否外出务工				-0.332***(0.094)
户主层面	是	是	是	是
家庭层面	是	是	是	是
村庄层面	是	是	是	是
省份虚拟变量	是	是	是	是
时间虚拟变量	是	是	是	是
观测值	926	926	741	926

表5的回归结果显示,经多种类型的稳健性检验,劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理依然具有显著负向影响,且在1%的显著性水平下有效。上述结果表明,劳动力外出务工抑制

农户参与农田灌溉设施治理的结论较为稳健。同时,上述结论也说明两方面问题:其一,传统社会依赖的"熟人社会 + 非正式规则"治理模式在劳动力流动的冲击下越来越难以持续,劳动力外出务工所带来的治理主体"空心化"问题、集体组织成本激增问题以及村域内社会资本流失等问题将在长期内成为乡村公共事务治理的主要障碍;其二,在社会转型发展的过程中,农村公共事务治理转型具有迫切性,亟须加强制度创新,重构农业生产经营者与农村公共事务治理的利益联结模式,实现农村公共事务有效治理。

(四)作用机制分析

在上述分析的基础上,借鉴已有研究[53-54],采用中介效应模型进一步探究劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理影响的作用机制,具体模型构建如下:

$$Participation_i = b_0 + b_1 Migrant_i + \sum_{j=1}^{k} \varphi_i Control_i + \xi_1$$

$$M_i = b_2 + b_3 Migrant_i + \sum_{j=1}^{k} \varphi_i Control_i + \xi_2$$

$$Participation_i = b_4 + b_5 Migrant_i + b_6 M_i + \sum_{j=1}^{k} \varphi_i Control_i + \xi_3 \quad (8)$$

其中,M_i 为中介变量,分别代表村域社会网络联系、农户经济分化程度以及农业收入依赖程度;b_0、b_2、b_4 为常数项;b_1 代表劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理影响的总效应;b_3 代表核心解释变量对中介变量的估计系数;b_5 代表核心解释变量对被解释变量 $Participation_i$ 的直接效应,b_6 代表中介变量对被解释变量 $Participation_i$ 的影响效应;φ_i 为控制变量 $Control_i$ 的估计系数,ξ_1、ξ_2、ξ_3 为随机扰动项。

表 6 列(1)、(2)的回归结果显示,劳动力外出务工对农户村域社会网络联系具有显著负向影响,且村域社会网络联系对农户参与农田灌溉设施治理具有显著正向促进作用,表明长期的空间分离削弱了农户村域内社会网络联系,村域内传统社会网络所依赖的"地缘"纽带因物理距离疏远而弱化,加剧了村域内农户"原子化"倾向,不利于农户参与农田灌溉设施治理,假说 H2a 得证。表 6 列(3)、(4)的回归结果显示,劳动力外出务工对农户经济分化程度具有显著的正向影响,而农户经济分化程度越大,参与农田灌溉设施治理的行为越弱。这表明劳动力外出务工通过影响村庄内部的经济结构和收入分配格局,扩大不同农户在农田灌溉设施管护中的利益分歧,最终抑制农户参与农田灌溉设施治理,假说 H2b 得证。表 6 列(5)、(6)的回归结果显示,劳动力外出务工降低了农户农业收入依赖程度,而农户农业收入依赖程度对农户参与农田灌溉设施治理具有显著正向影响,这表明劳动力外出务工通过降低农户对农业收入的依赖程度,改变了农户参与农田灌溉设施治理的机会成本与经济激励,不利于农户参与农田灌溉设施治理,假说 H2c 得证。

表 6　劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理影响的作用机制

变量	村域社会网络联系	农户参与农田灌溉设施治理	农户经济分化程度	农户参与农田灌溉设施治理	农业收入依赖程度	农户参与农田灌溉设施治理
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
劳动力外出务工	-0.709***(0.124)	-0.120**(0.053)	0.081***(0.017)	-0.118***(0.052)	-0.175***(0.032)	-0.108**(0.053)
村域社会网络联系		0.049***(0.014)				
农户经济分化程度				-0.444***(0.099)		
农业收入依赖程度						0.263***(0.054)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	926	926	926	926	926	926

注:控制变量与基准回归结果保持一致,下表同。

在上述分析的基础上,采用 Bootstrap 法就劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理的作用机理进行进一步验证。具体地,Bootstrap 法设定重复抽样次数为 1000 次,中介效应检验结果如表 7 所示。

表 7 中介效应检验结果

变量	系数	标准误	95% 置信区间①	p 值
村域社会网络联系	-0.035	0.013	[-0.059, -0.010]	0.006
农户经济分化程度	-0.036	0.011	[-0.057, -0.015]	0.001
农业收入依赖程度	-0.046	0.013	[-0.071, -0.021]	0.000
观测值		926		

注:①置信区间基于正态近似法(Normal-based);置信区间不包含 0,表示中介效应显著。

表 7 的检验结果表明,间接效应显著为负,劳动力外出务工分别通过弱化农户村域社会网络联系、扩大农户经济分化程度、降低农户农业收入依赖性,进而阻碍农户参与农田灌溉设施治理。劳动力外出务工一方面通过打破乡村传统熟人社会所形成的声誉、互惠规范与舆论约束,破坏集体行动的"社会土壤",另一方面通过在村庄内部引入异质性偏好,提高了不同农户间达成利益共识的难度,且通过降低农户对农业收入的依赖,削弱了农户与村庄公共事务治理的利益联结纽带。这一结果表明,劳动力外出务工不仅仅是农村劳动力外流问题,更对农村公共事务治理产生深刻的系统性冲击,最终导致农村公共事务治理的集体行动困境。

(五)异质性分析:制度环境

1. 产权模式与组织支持

明晰的产权制度安排一方面能够改善农田灌溉设施权利不清、管护主体不明的状况,从法律制度层面划定农田设施治理主体的权利边界,避免公共池塘资源作为集体资产被随意侵占、无序使用和过度使用等问题[55];另一方面,产权从"集体所有"到"混合所有""私人所有"的转变有利于发挥产权的激励作用,促进利益相关者的政治表达和要素投入[56]。与此同时,组织支持对激励农户参与农田灌溉设施治理,进而实现公共水资源的有效供给也具有积极的促进作用[57]。考虑到样本数据中以机井灌溉为主的农户占比达 86.83%,故按灌溉机井产权归属情况分为农户个人所有、与周围农户共有以及村集体公有 3 类,并以村集体公有为对照组;组织支持按本村是否成立用水户协会分为成立用水户协会村与未成立用水户协会村,回归结果如表 8 所示。

表 8 基于产权模式与组织支持的异质性检验

变量	农户农田灌溉设施治理参与行为	
	产权模式	组织支持
	(1)	(2)
劳动力外出务工×农户个人所有	-0.325(0.545)	
劳动力外出务工×与周围农户共有	0.568(0.439)	
劳动力外出务工×本村成立用水户协会		1.039***(0.333)
户主层面	是	是
家庭层面	是	是
村庄层面	是	是
省份虚拟变量	是	是
时间虚拟变量	是	是
观测值	926	926

表 8 列(1)的回归结果表明,相比于村集体公有模式,农户个人所有模式和与周围农户共有模式的农田水利设施产权制度改革未能改善劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理的不利影响。表 8 列(2)的回归结果显示,本村成立用水户协会有利于缓解劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理的负向影响,促进农田灌溉设施有效治理。上述结果表明,通过成立用水户协会,发挥第三方用水服务组织职能,有助于促进农户参与农田灌溉设施治理,提高本村公共事务治理能力。

2. 村庄灌溉管理制度

已有研究表明[58],特定社会群体或组织内部合作意识受内部制度因素影响,村庄农田灌溉管理条例和偷水惩罚机制作为村庄农田灌溉系统内部管理制度的重要组成部分,不仅是对农田灌溉设施治理正式制度的有效补充,而且能够结合当地文化知识性资源,化解农户灌溉纠纷,提高农户参与农田灌溉设施治理的积极性,有效克服村庄农田灌溉设施治理集体行动难题。因此,本文分别选取农户所在村农田灌溉管理条例是否完善、偷水惩罚机制是否清晰,与劳动力外出务工变量构建交互项,以进一步探究劳动力外出务工影响农户参与农田灌溉设施治理的异质性特征,回归结果如表 9 所示。

表 9　基于村庄灌溉管理制度的异质性检验

变量	农户农田灌溉设施治理参与行为	
	(1)	(2)
劳动力外出务工×农田灌溉管理条例是否完善	0.643*(0.335)	
劳动力外出务工×偷水惩罚机制是否清晰		0.777**(0.359)
户主层面	是	是
家庭层面	是	是
村庄层面	是	是
省份虚拟变量	是	是
时间虚拟变量	是	是
观测值	926	926

如表 9 列(1)所示,劳动力外出务工与农田灌溉管理条例是否完善的交乘项系数为正,且在 10% 的水平下显著,表明村庄农田灌溉管理条例的完善,能够有效缓解劳动力外出务工对农户灌溉设施治理参与的负向影响。表 9 列(2)的回归结果显示,劳动力外出务工与偷水惩罚机制是否清晰的交乘项系数在 5% 水平下显著为正,表明尽管劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理存在抑制作用,但通过加强惩罚机制设计,能够规范农户家庭行为,遏制“搭便车”现象,进而提升农户参与农田灌溉设施治理的积极性。

五、结论与讨论

(一)结论与启示

本文以黄淮海粮食主产区农户的农田灌溉设施治理参与行为为研究对象,通过构建劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理影响的社会生态系统分析框架,深入探讨了劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理的影响。研究发现:(1)劳动力外出务工不利于农户参与农田灌溉设施治理。家庭外出务工劳动力占比越高,对农户参与农田灌溉设施治理的抑制作用越强。(2)劳动力外出务工通过削弱农户村域社会网络联系、扩大经济分化程度以及降低农业收入依赖性,推动乡村公共事务治理机制转型。(3)基于产权模式与组织支持的异质性分析表明,农户所在

村成立用水户协会有助于缓解家庭劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理的挤出效应。(4)基于制度环境的异质性分析发现,农户所在村农田灌溉管理条例越完善、偷水惩罚机制越清晰,对农户参与农田灌溉设施治理的正向促进作用越明显。

基于上述研究发现,得出如下启示:

第一,应拓宽外出务工农户村庄农田灌溉设施治理参与渠道。加快推动"互联网+小农户"行动,通过手机、互联网等技术渠道,搭建线上沟通交流平台,鼓励外出务工劳动力通过多种方式参与本村农田灌溉设施治理,增强外出务工农户集体归属感与责任感,强化农户村域内社会网络联结。

第二,要因地制宜推进农田水利产权制度改革。农田灌溉设施具有准公共物品属性,推动农田水利设施产权从"集体所有"到"混合所有""私人所有"的转变,不能一蹴而就。各地区应因地制宜稳步推进农田水利产权制度改革,发挥产权制度改革的正向激励作用,促进利益相关者的政治表达和要素投入。

第三,促进农民用水户协会发展,加强用水户协会组织建设。建立健全用水户协会内部管理章程和监督机制,加大政府财政资金支持力度,充分发挥用水户协会在促进农户参与农田灌溉设施治理中的桥梁纽带作用。与此同时,加强村庄农田灌溉设施治理规章制度建设,完善农田灌溉设施治理监督惩罚机制,并发挥村规民约等非正式制度对农户参与农田灌溉设施治理集体行动的激励与约束作用,提高农户参与村庄公共事务治理的积极性。

(二)进一步讨论

现有多数研究普遍认同劳动力外出务工阻碍了农户参与乡村公共事务治理,但未能系统回答两个核心问题:一是劳动力外出务工抑制农户参与乡村公共事务治理的内在传导路径;二是如何破解乡村公共池塘资源治理的集体行动困境。本文以农田灌溉设施治理为例,围绕上述问题进行了补充与拓展。

第一,关于作用机制。本文揭示了三重传导路径:弱化农户村域内社会网络、扩大农户经济分化程度以及降低农户对农业收入依赖性。这一发现从侧面佐证了公共池塘资源自主治理理论的核心逻辑:通过共同体内部各主体之间的协商,形成有约束力的合约,进而通过可信承诺的方式有助于实现公共池塘资源的自主治理。家庭劳动力外出务工削弱了农户村域内社会资本,弱化了村庄内部农户之间的沟通与协作,且不利于农户之间的相互监督,提高了执行成本,阻碍了农户自主治理以农田灌溉设施等为代表的乡村公共池塘资源。

第二,关于产权模式。产权理论认为,产权从"集体所有"到"混合所有""私人所有"的转变有利于促进利益相关者的政治表达与要素投入。然而,本文发现,相比于村集体公有模式,农户个人所有模式和与周围农户共有模式未能改善家庭劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理的不利影响。这一结论与产权理论预期不尽相同。一个可能的解释是,产权制度的有效运行高度依赖人的参与、监督和维护,农户家庭劳动力外出务工群体以青壮年为主,留守群体以老人、妇女与儿童为主,留守群体往往不具备相应的农田灌溉设施管护知识与技能,且缺乏管理农田灌溉设施的精力和体力,而村集体公有模式能够发挥村集体组织协调优势,统筹整合村内劳动力资源与物质资源,促进农户参与农田灌溉设施治理。

第三,关于用水户协会与灌溉管理制度。部分研究认为用水户协会难以促进末端渠系维修管护的合作问题,然而,本研究发现,村庄成立用水户协会能够显著削弱劳动力外出务工对农户参与农田灌溉设施治理的负向冲击。这一相悖结论的成因可能在于,部分地区用水户协会由于处于悬浮运行状态,无法组织农户筹资筹劳,而其他地区用水户协会则能够有效发挥基层用水户协会职能,增进农户信任,整合村庄内部劳动力资源,增强农户自组织能力。与此同时,健全的村庄灌溉管理制度有助于遏制"搭便车"行为,促进农户参与农田灌溉设施治理,进一步印证了集体选择的安排、监督与分级制裁原则在长期存续的公共池塘资源治理中的重要性。

参考文献:

[1]王芳,郑晓书,杨宇. 小型农田水利设施管护的现实路径构建——基于成都市金堂县的全域调查[J]. 农村经济,2021(5):99 - 108.

[2]丁冬,郑风田,吴磊,等. 经济、社会异质性与农村集体行动水平——基于湖北省 S 县 40 村 400 个农户数据[J]. 中国人口·资源与环境,2013(9):56 - 61.

[3]国家统计局农村社会经济调查总队. 2004 年全国农村外出务工劳动力继续增加[J]. 调研世界,2005(5):11.

[4]唐林,罗小锋,余威震. 外出务工经历、制度约束与农户环境治理支付意愿[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2021(1):121 - 132.

[5]李雪峰,高远卓,卢海阳. 外出务工经历对返乡农民工参与农村公共事务治理的影响[J]. 中国农村观察,2023(4):70 - 88.

[6]崔梦怡,韩旭东,郑风田. 农户外出务工经历对生产性基础设施投资意愿的影响分析[J]. 西南大学学报(社会科学版),2023(6):185 - 199.

[7]向栩,温涛. 集体行动背后的社会网络力量:劳动力流动与乡村人居环境建设[J]. 统计与信息论坛,2025(5):115 - 128.

[8]王博,朱玉春. 劳动力外流与农户参与村庄集体行动选择——以农户参与小型农田水利设施供给为例[J]. 干旱区资源与环境,2018(12):49 - 54.

[9]贾蕊,陆迁. 外出务工、女性决策对农户集体行动参与程度的影响——以陕西、甘肃、宁夏 3 个省份农户调研数据为例[J]. 农业技术经济,2019(2):122 - 134.

[10]王亚华,苏毅清,舒全峰. 劳动力外流、农村集体行动与乡村振兴[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版),2022(3):173 - 187.

[11]刘嘉琪,李雪峰. 乡村旅游发展对农村集体行动的影响效应与作用机制[J]. 农村经济,2025(2):169 - 180.

[12]张岳,张博,易福金. 乡村数字治理与农村集体行动[J]. 中国农村观察,2024(6):98 - 121.

[13]贾亚娟,周星,赵敏娟. 农村居民生活垃圾分类意愿与行为悖离的影响研究——基于村庄环境、村庄制度的调节效应[J]. 江苏大学学报(社会科学版),2023(5):70 - 85.

[14]宋成校,朱红根,张利民. 农村居民生活垃圾分类行为与意愿悖离研究——基于制度约束与社会规范的视角[J]. 干旱区资源与环境,2023(6):73 - 80.

[15]田莉,黄安,李永浮,等. 中小尺度空间单元资源环境承载力评估与提升[M]. 北京:清华大学出版社,2023:23 - 25.

[16]ELINOR OSTROM. A diagnostic approach for going beyond panaceas[J]. Proceeding of the national acad-emy of sciences of the United States of America,2007(39):15181 - 15187.

[17]ELINOR OSTROM. A general framework for analyzing sustainability of social-ecological systems[J]. Science,2009(5939):419 - 422.

[18]张婷,陈美球. 社会生态系统框架下超占宅基地退出对农村集体行动能力的影响——基于江西省 294 份村庄数据的实证[J]. 中国土地科学,2023(12):45 - 55.

[19]苏毅清,陈潇寒,舒全峰. 公共事物治理研究的进展及其对我国乡村振兴的启示[J]. 社会科学家,2024(5):113 - 121.

[20]ANDERIES J M,JANSSEN M A, OSTROM E. A framework to analyze the robustness of social-ecological systems from an institutional perspective[J]. Ecology and society,2004(1):243 - 252.

[21]WAHYUDIN Y, KUSUMASTANTO T, ADRIANTO L, et al. A social ecological system of recreational fishing in the seagrass meadow conservation area on the east coast of bintan island, indonesia[J]. Ecological economics,2018,148:22 - 35.

[22]明辉,漆雁斌. 外出务工对农户家庭种植业生产的作用研究——基于 2101 个农户的实证分析[J]. 统计与信息论坛,2016(7):99 - 106.

[23]ZANG L, WANG Y, SU Y. Does farmland scale management promote rural collective action? An empirical study of canal irrigation aystems in China[J]. Land,2021(11):1263.

[24]张禹书,张应良. 外出务工、家庭汇款对耕地撂荒的影响——基于流失效应与收入效应的分析[J]. 经济与管理研究,2024(4):38 - 55.

[25]郭晨浩,李林霏,夏显力. 劳动力流动、地方感与农户参与人居环境整治行为[J]. 人文地理,2022(1):81-89.
[26]苏毅清,秦明,王亚华. 劳动力外流背景下土地流转对农村集体行动能力的影响——基于社会生态系统(SES)框架的研究[J]. 管理世界,2020(7):185-198.
[27]董磊明,郭俊霞. 乡土社会中的面子观与乡村治理[J]. 中国社会科学,2017(8):147-160.
[28]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[J]. 中国农村经济,2019(9):88-103.
[29]罗峰,张一落. 建构主义视角下农民集体行动研究——基于鄂北两村的调查[J]. 西南大学学报(社会科学版),2024(1):89-101.
[30]王向阳,吕德文. "人情式微":近年来中国农村社会关系变迁研究——基于劳动力市场化视角的过程-机制分析[J]. 学习与实践,2022(4):101-112.
[31]洪兆平. 社会网络与集体行动研究综述[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版),2015(3):45-51.
[32]张正岩,王志刚,孙文策,等. 何以破解特困地区合作社的集体行动困境——基于社会资本视阈的多案例分析[J]. 农业经济问题,2022(11):77-96.
[33]杜鑫,孟小暄. 劳动力转移对农户家庭收入的影响——基于2020年全国10省农户调查数据的经验研究[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版),2022(3):84-91.
[34]胡枫. 农民工汇款与家庭收入不平等:基于反事实收入的分析[J]. 人口研究,2010(3):89-100.
[35]姚洪心,王喜意. 劳动力流动、教育水平、扶贫政策与农村收入差距——一个基于multinomial logit模型的微观实证研究[J]. 管理世界,2009(9):80-90.
[36]甄小鹏,凌晨. 农村劳动力流动对农村收入及收入差距的影响——基于劳动异质性的视角[J]. 经济学(季刊),2017(3):1073-1096.
[37]杨丹,刘海,章元. 共同富裕目标下农户收入差距与集体行动研究[J]. 经济学动态,2023(5):35-54.
[38]章元,左丛民,张冰瑶. 收入差距与集体行动——来自中国农村税费改革的证据[J]. 农业技术经济,2022(7):4-15.
[39]柳建平,张永丽. 劳动力流动对贫困地区农村经济的影响——基于甘肃10个贫困村调查资料的分析[J]. 中国农村观察,2009(3):63-74.
[40]陈藜藜,邹朝晖,刘晔. 基于条件过程分析的农村劳动力外流对耕地撂荒影响机制研究[J]. 中国土地科学,2023(11):73-83.
[41]黄露,朱玉春. 异质性对农户参与村庄集体行动的影响研究——以小型农田水利设施建设为例[J]. 农业技术经济,2017(11):61-71.
[42]石智雷,王赟. 流动的代际效应:外出务工对子女成年后生育的影响[J]. 浙江工商大学学报,2025(1):140-153.
[43]钱龙,钱文荣. 外出务工对农户农业生产投资的影响——基于中国家庭动态跟踪调查的实证分析[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2018(5):109-121.
[44]金超猛,仇焕广,张晨,等. 外出务工如何影响脱贫人口对子女的教育投资[J]. 中国农村经济,2024(5):151-166.
[45]刘海,杨丹,刘自敏,等. 包容性增长能促使农户参与非经济性集体行动吗——兼论中国精准扶贫政策实施的非经济效应[J]. 中国农村观察,2024(6):122-145.
[46]王慕文,卢二坡. 颜值越高越容易找到工作吗? ——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J]. 中国经济问题,2018(5):111-124.
[47]郑阳阳,罗建利. 农业生产培训能提升农户扩大农地规模意愿吗? ——来自12省2340个农户的证据[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2020(2):39-48.
[48]史常亮. 土地流转与农户内部收入差距:加剧还是缓解? [J]. 经济与管理研究,2020(12):79-92.
[49]杨岚,周亚虹,萧莘玥. 数字基础设施建设、收入差距变化与包容性发展[J]. 学术月刊,2026(1):71-83.
[50]郑超,阴佳,孙强. 城乡医保统筹是否在"增支减负"中促进了"公平共享"[J]. 农业经济问题,2026(3):106-130.
[51]欧阳鑫,张应良. 农村社会养老保险、收入差距与福利不平等[J]. 农业技术经济,2023(2):78-93.
[52]BRODEUR A, COOK N, HEYES A. Methods matter: p-hacking and publication bias in causal analysis in economics[J]. American economic review, 2020(11):3634-3660.

[53]穆月英,张博. 农户参与式灌溉管理对农田灌溉设施治理的影响——来自黄淮海粮食主产区种植户的实证[J]. 农村经济,2025(5):26 - 35.
[54]富丽莎,李干琼. 农业保险对农户相对贫困脆弱性的门槛效应与作用机制[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2024(4):63 - 76.
[55]埃莉诺·奥斯特罗姆. 公共事务的治理之道——集体行动制度的演进[M]. 余逊达,陈旭东,译. 上海:上海三联书店,2000:168 - 171.
[56]崔怡,马九杰,孔祥智,等. 灌溉机井所有权与凿井管制政策的节水效应——基于马铃薯种植户调查数据的分析[J]. 中国农村经济,2021(2):82 - 105.
[57]赵永刚,何爱平. 农村合作组织、集体行动和公共水资源的供给——社会资本视角下的渭河流域农民用水者协会绩效分析[J]. 重庆工商大学学报(西部论坛),2007(1):5 - 9.
[58]王博,万晶晶,朱玉春. 制度能力对农户合作供给农田灌溉系统的影响分析——基于黄河灌溉区 6 省份的调查数据[J]. 农业技术经济,2020(2):32 - 44.

Household Labor Migration and Farmers′ Participation in Farmland Irrigation Facility Governance: Crowding-out Effect or Path Restructuring

ZHANG Bo, MU Yue-ying
(*College of Economics and Management*, *China Agricultural University*, *Beijing* 100083, *China*)

Abstract: Water conservancy is the lifeblood of agricultural development, and farmers′ participation is the key to realize long-term governance of farmland irrigation facilities. Based on micro-farmer survey data in the Huang-Huai-Hai region, this paper takes households as research units. On the basis of theoretical analysis, it adopts the IV-Probit model to empirically analyze the impact effect, mechanism and heterogeneity characteristics of labor migration on farmers′ participation in farmland irrigation facility governance. The results show that: (1) Household labor migration exerts a significant negative impact on farmers′ participation in farmland irrigation facility governance. (2) Mechanism analysis shows that household labor migration hinders farmers′ participation by weakening farmers′ intra-village social networks, widening economic differentiation among farmers and reducing farmers′ reliance on agricultural income. (3) In terms of farmland water conservancy property right modes, compared with the village collective public ownership mode, individual ownership mode and joint ownership mode with surrounding farmers cannot alleviate the adverse impact of household labor migration on farmers′ participation. From the perspective of organizational support, the establishment of water user associations in villages helps ease the negative impact of labor migration on farmers′ participation. (4) In terms of village irrigation management systems, more sound farmland irrigation management regulations and clearer punishment mechanisms for water theft are conducive to avoiding the adverse effects of labor migration. Accordingly, it is necessary to broaden the participation channels of migrant farmers in public affairs governance, promote the reform of farmland water conservancy property right system in light of local conditions, accelerate the development of farmer water user associations, and strengthen the construction of rules and regulations for village farmland irrigation facility governance.

Key Words: labor migration; farmers; farmland irrigation facility governance; institutional environment; Huang-Huai-Hai region

【责任编辑:毛殷】