

【农业经济】

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

王博¹, 万晶晶², 朱玉春³

(1.兰州大学 县域经济发展研究院,甘肃 兰州 730030;2.华中农业大学 经济管理学院,
湖北 武汉 430070;3.西北农林科技大学 经济管理学院,陕西 杨凌 712100)

摘要:文章阐释了村庄制度能力与农田灌溉组织内部合作水平对农户自组织供给农田灌溉末端系统的作用机理,并利用黄河灌区6省(自治区)883份农户数据,实证检验了制度能力与合作水平对农户供给农田灌溉系统意愿和程度的影响效应及作用路径。研究表明,村庄空间领域内的知识资源、关系资源和动员能力三方面制度能力因素对农户参与农田灌溉系统供给意愿和供给程度产生显著正向影响;农田灌溉组织内部的纵向合作水平和横向合作水平对农户参与农田灌溉系统供给意愿和供给程度产生显著正向影响。研究进一步证实,农田灌溉组织内部合作水平在村庄制度能力与农田灌溉系统供给之间具有调节作用,农田灌溉组织内部合作水平越高,制度能力对农户参与农田灌溉系统供给意愿和供给程度的影响越强。基于该研究结论,建议重视村庄制度能力建设、强化农田灌溉组织内部合作意识以提高农民自组织供给农田灌溉末端系统水平。

关键词:制度能力;合作水平;农田灌溉系统;双栏模型

中图分类号:F303.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2020)06-0157-12

一、引言

农田灌溉设施作为与农业生产息息相关的农村重要公共物品,其能否实现有效供给直接关系到农业可持续发展和粮食安全。然而,限于灌溉系统特殊性和农村经济制度时空演进,设备老化、灌溉面积萎缩、水资源利用低效等一系列难题逐渐凸显,农田灌溉系统供给陷入“有人用,无人管”的集体行动困境^[1]。从制度变迁角度审视,农田灌溉系统建设对制度改革具有明显路径依赖,每一次农村制度改革都不同程度地诱致农田灌溉系统供给的变革。中国农田灌溉系统主要成于人民公社时期,衰于家庭联产承包制^[2]。人民公社时期,依靠政治动员组织农民兴修农田水利,为中国农田灌溉系统奠定了基础,但随着联产承包责任制的实行,国家权威逐渐淡出农村基层,农民对灌溉系统建设的积极性今不如昔。农村税费改革后,大型农田水利工程供给仍然以政府项目为主,但支渠以下的灌溉末端系统供给及管护随着“农民用水者协会”的产生而走向市场化,形成了政府主导和农户参与的多元供给模式。在市场利益和农村社会原子化双重动力驱使下,具有较弱排他性和一定范围竞争性的灌溉末端系统仅依靠市场配置资源的供给模式陷入公共池塘资源二阶集体行动困境,出现供给事务“事难议、议难决、决难行”的三难现象,造成农田灌溉系统供给不足。

如何解决公共池塘资源有效供给集体行动难题,埃莉诺·奥斯特罗姆^[3]从多中心治理视角出发,提出了公共池塘资源自组织治理理论。该理论强调公共池塘资源治理的自主性,认为关联利益群体在不依赖外部代理人的情况下,能够通过自主协调与合作实现群体共同利益的增

收稿日期:2019-12-31

基金项目:国家自然科学基金项目“农户参与农田灌溉系统管护研究:资源禀赋、组织支持与治理绩效”(71773092);清华农村研究博士论文奖学金项目

作者简介:王博,男,兰州大学县域经济发展研究院讲师;朱玉春(通信作者),女,西北农林科技大学经济管理学院教授,博士生导师。

进,并产生有效的制度安排。农民用水者协会正是农田灌溉系统农民自组织治理制度安排的产物,但其实际效果并不尽如人意^[4]。那么,造成农民用水者协会在农田灌溉系统供给事务中功能难以发挥的根源何在?准确回答这一科学问题对中国农田灌溉系统实现有效供给至关重要。而产生于广义社会动力学的制度能力理论为精确揭示这一科学问题提供了新视角。该理论认为,地方公共事务治理需要一种环境或者一个舞台,为不同利益主体相互欣赏、沟通和信任提供必要机会,从而避免追求短期利益^[5]。农田灌溉末端系统也是一种惠顾者所有、民主管理并受益的非营利性生产设施,在农户相互关联的自组织治理状态下,其有效供给也必然受到运行组织内部合作因素的影响。将制度能力这一概念性分析框架与合作水平现实情境因素同时纳入农田灌溉末端系统自组织供给事务讨论,可以为农田灌溉系统有效供给研究提供全新的分析工具和视角。

二、分析框架与研究假说

(一) 农田灌溉系统供给分析框架

曼瑟尔·奥尔森^[6]的集体行动理论认为,在公共资源治理中普遍存在着个体理性导致的非合作博弈,这否定了群体理论所认为的具有共同利益的个人会自愿为促进他们共同利益而行动的观点,并将企业理论和国家理论看作是实现集体行动的可能途径。埃莉诺·奥斯特罗姆^[7]在该观点怀疑的基础上,结合具有竞争性和非排他性的公共池塘资源案例提出了自组织管理公共事务的新途径,这在农田灌溉系统治理中得到了很好实践。而本文研究的支渠以下农田灌溉末端系统具有很强的公共池塘资源属性,并且其在管理模式上主要以村委会或农民用水者协会负责、农户参与的自组织管理形式为主。在特定空间领域内,这种类似于公共池塘资源的农田灌溉末端系统供给不仅受到村庄空间制度能力的约束,而且对供给关联主体之间的合作互动具有很强的依赖性。村委会或农民用水者协会对村庄内部知识资源、关系资源和动员能力的有效调动可以提升农田灌溉系统管理制度能力,而村委会或农民用水者协会与农户之间,及农户相互之间的协调合作也是农田灌溉末端系统有效供给的重要促成因子。基于此,本文构建的农田灌溉末端系统供给理论分析逻辑框架如图 1 所示。

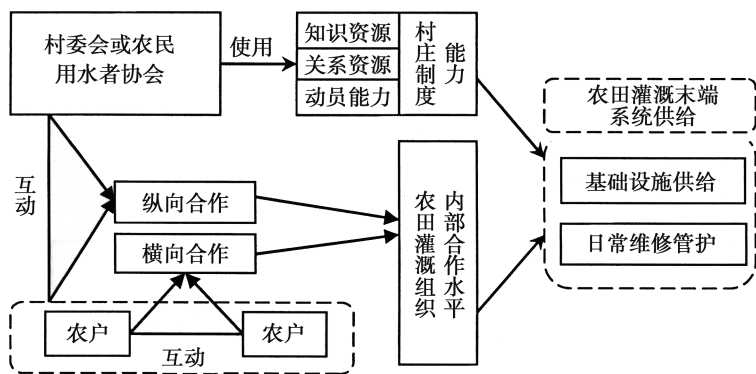


图 1 农田灌溉末端系统供给理论分析逻辑

(二) 制度能力与农田灌溉系统供给

制度是决定组织行为及其相互关系的人为设定博弈规则,其作用是克服市场不确定性以降低交易成本和代理成本^[8]。制度规则作用的发挥受环境影响,规则与环境嵌套越紧密,制度发挥的作用越强大^[9]。在农田灌溉末端系统管理中,村委会或农民用水者协会可以在村庄内培养一种特定能力或文化,为农田灌溉末端系统管理规则运行提供一种适宜的环境。而村庄空间领域内的知识资源、关系资源和动员能力三方面因素是村委会或农民用水者协会塑造村庄农田灌溉末端系统管理规则运行环境的关键,决定着村庄制度能力在农田灌溉系统管理中作用的发

挥。在农田灌溉管理现实情境中,知识资源是指村庄管理组织对内部知识(习俗、惯例和道德准则)的掌握和应用;关系资源是指村庄不同主体之间的网络关系;动员能力是指村庄管理组织为了实现既定目标而调动内部和外部资源的能力。

1. 知识资源与农田灌溉系统供给

社区的知识资源对人类行为价值判断会产生影响,不同文化环境中的组织行为和管理行为也具有不同的表现形式^[10]。重视地方知识资源在公共事务治理中的作用发挥对公共事务治理绩效改进具有可行性^[11]。村庄空间领域内的知识资源主要是通过交互式、非线性流动的方式作用于村庄农田灌溉系统供给。具体表现是村委会或农民用水者协会在清楚掌握了当地习俗、惯例和道德准则的基础上,制定适宜于本村的农田灌溉系统供给制度条例,并保障制度条例有效执行,使之成为村庄农田灌溉系统供给的主要依据。这种嵌套在当地知识文化资源中的非正式制度,可以很好地化解村民之间因农田灌溉事宜产生的积怨与纠纷,消除农田灌溉末端系统供给集体行动困难。基于此,本文提出如下假说。

H₁:村庄知识资源对农田灌溉系统供给具有正向促进作用,知识资源越强,农田灌溉系统供给水平越高。

2. 关系资源与农田灌溉系统供给

社会中个体行为人在作决策时并不是完全独立的,其所嵌入的关系网络及社会资本对其行为决策影响是确定的^[12]。乡土社会中,人情、面子、互惠等关系资源是维系基层自治组织与农户之间,及农户相互之间日常事务运作的基础。村委会或农民用水者协会作为农田灌溉系统管理神经末梢,仅依靠正式组织化力量并不能保障农田灌溉系统有效供给,而建立在原有组织化网络基础上的人情、互惠和信任等关系资源是农田灌溉系统自组织管理的重要辅助。村委会或农民用水者协会通过信息共享、交流畅通及技术帮助等形式维持与农户之间的关系网络健康运行,寻求农户在农田灌溉末端系统供给过程中与其保持一致意见。基于此,提出如下假说。

H₂:村庄关系资源对农田灌溉系统供给具有正向促进作用,关系资源越强,农田灌溉系统供给水平越高。

3. 动员能力与农田灌溉系统供给

社会运动理论将社会组织内部动员能力和组织群体所具有的力量看成是影响集体行动得以形成、发展和产生相应结果的重要因素^[13]。在公共事务治理中,有效动员可以促使群体走出私人领域,就涉及群体共同利益的相关问题展开积极讨论与行动,实现群体成员摆脱私人领域向公众领域的转化,推动公共事务治理集体行动得以很好的实现。在农田灌溉系统治理现实情境中,村委会或农民用水者协会通过寻求潜在机会、识别关键资源、利用重要权变对村庄农田灌溉末端系统供给事务作出及时应变,即村委会或农民用水者协会在积极争取外部资源的同时,通过向农户宣传农田灌溉系统的重要性来动员农户积极参与村庄农田灌溉系统的供给与管护。基于此,本文提出如下假说。

H₃:村庄农田灌溉组织动员能力对农田灌溉系统供给具有正向促进作用,动员能力越强,农田灌溉系统供给水平越高。

(三) 合作水平与农田灌溉系统供给

无论是从人类追求自身利益长远角度出发,还是从人类受情感、信念影响和正义规则约束角度出发,合作都是思考社会事务治理问题的核心。研究也证明,特定空间领域内群体基于地缘、亲缘等关系可以形成更加广泛的合作,这种合作对于空间领域内公共事务的治理具有积极作用^[14]。农田灌溉组织内部合作水平表示为灌溉组织内部的团结协调程度,是基于农户与村委会或农民用水者协会,及农户相互之间社会资本基础上的,可以将这种组织内部的合作划分为村委会或农民用水者协会与农户之间的纵向合作,及农户相互之间的横向合作两种形式进行讨论。

1. 纵向合作与农田灌溉系统供给

特定空间领域内的群体或组织与个体成员之间的合作水平越高,个体成员响应群体或组织

共同目标实现的协同意愿也越强,组织意志与成员参与意志的一致性也高^[15]。村委会或农民用水者协会与农户之间的纵向合作是一种上下互动的关系,通过创造活跃的农田灌溉互动环境,可以促进农户个体与村委会或农民用水者协会之间的有效沟通,引发农户去追求或达成整个村庄农田灌溉系统供给的共同目标^[16]。村庄农田灌溉组织内部纵向合作水平越高,农户对村委会或农民用水者协会制定的农田灌溉系统供给条例响应程度越强,农户参与农田灌溉系统供给行为与村委会或农民用水者协会的管理目标一致性也越高。基于此,提出如下假说。

H₄:村庄灌溉组织内部纵向合作水平对农田灌溉系统供给具有正向促进作用,纵向合作水平越高,农田灌溉系统供给水平也越高。

2. 横向合作与农田灌溉系统供给

社会组织或群体内部成员之间互动与联系形成的主观感知、感受和信念会促使个体成员产生一种人际控制感,有助于提升个体成员在组织或群体行动中的合作协调意识^[17]。农户间合作是一种横向互动关系,这种关系形成的人际控制感会促使农户达成农田灌溉系统供给集体行动。同低人际控制感群体相比,高人际控制感群体成员具有对获取短期利益冲动的自我控制,抵制威胁群体利益的竞争诱惑,弱化个体不确定性感知^[18]。农户间源自人际控制感的横向合作水平越高,越相信自己的合作行为是有效的,且能产生互惠互利,消除对集体供给农田灌溉系统预期的不确定性,积极参与村庄农田灌溉系统供给。基于此,提出如下假说。

H₅:村庄灌溉组织内部横向合作水平对农田灌溉系统供给具有正向促进作用,横向合作水平越高,农田灌溉系统供给水平也越高。

(四) 制度能力与合作水平的交互作用

在一个具有某种联系的社会群体或组织内部,成员合作意识对适用于群体的制度作用发挥具有重要影响。合作意识是合作人格的有机成分,它可以指导个体行为人对外部环境变化作出及时反应,并且在与外部环境相互作用过程中形成信息反馈,用以指导后续类似行为。个体行为之间的合作具有相互依赖性,制度能力因素又定向对合作行为及相互依赖性产生影响。在具有强合作意识的集体主义制度环境中,个体行为具有高度行为一致性,而在竞争性环境中又会很快被同化^[19]。因此,特定社会群体或组织内部合作协调意识敏感地受到内部制度因素影响,同时,也通过影响群体或组织成员集体行为反向作用于群体或组织内部制度的重新塑造。在乡土气息浓厚的农田灌溉自组织治理环境中,制度能力与合作水平除了单方面影响农田灌溉系统供给外,还存在交互作用。农田灌溉组织内部合作水平在减少灌溉系统供给主体关联者之间利益行为冲突的同时,也为村庄农田灌溉系统供给制度运行提供了适宜的环境。基于此,本文提出如下假说。

H₆:农田灌溉组织内部合作水平在制度能力与村庄农田灌溉系统供给关系中存在正向调节效应。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文数据来源于课题组2018年6—8月在陕西、甘肃、宁夏、内蒙古、河南、山东6省(自治区)开展的关于黄河灌区农田灌溉系统管护情况的入户调查。调查区域中的内蒙古、宁夏和甘肃位于黄河中上游,陕西、河南和山东位于黄河中下游,6个省(自治区)的农田灌溉条件存在不同程度的差异,且在自然环境、地理位置及经济社会发展水平等方面具有明显区别,研究区域具有很好的代表性。为了保证数据质量,课题组采用多阶段随机抽样和配额抽样相结合的方法:第一阶段选取6个黄河沿线省(自治区);第二阶段从每个省(自治区)随机选取2个黄河灌溉县(区),每个县(区)选取3个乡镇,每个乡镇至少选取3个村庄,每个村庄随机抽取8~12户农户进行访谈。本次调查回收有效问卷883份,问卷有效率达90%。黄河中上游的内蒙古、宁

夏和甘肃样本分布比例分别为 13.89%、13.38% 和 17.98%,黄河中下游的陕西、河南和山东样本分布比例分别为 16.04%、18.90% 和 19.82%,样本分布较为均匀。

(二) 变量测量及描述性统计

1. 被解释变量

公共池塘资源理论将资源使用者为获取或维持公共池塘资源系统而奉献的资源定义为公共池塘资源系统供给^[20]。其对应于本文研究则是指农户对包括支渠、斗渠、农渠和毛渠在内的四级灌溉渠道及相关配套建筑物、小型泵站和直接为灌溉排水服务的小型河道等灌溉末端系统的建设与管护。而在农田灌溉末端系统建设与管护集体行动中,农户主要采取投资或投工两种形式参与农田灌溉系统供给,因此,本文将被解释变量农户供给农田灌溉系统的水平依照其决策过程界定为有无投资或投工意愿,并通过问卷直接获得相关数据。

2. 解释变量

基于制度能力静态三层次分析模型及现有关于农村公共事务治理研究相关文献,并参考已有农田灌溉系统治理研究调查问卷,设计本文的村庄制度能力和农田灌溉组织内部合作水平相关变量题项。问卷中除识别变量和控制变量外,其他变量测度指标均使用五级李克特量表,同意程度均从 1(强烈反对)到 5(强烈同意)逐级增加。

(1) 制度能力。按照制度能力静态三层次分析模型,村庄制度能力涉及知识资源、关系资源和动员能力三个层次内容。鉴于此,本文借鉴 Bowles^[21]的观点,从村庄规章制度和灌溉管理条例及村民互帮互助三方面设置知识资源测量题项;借鉴 Read^[22]的观点,从村委会或农民用水者协会为农户提供农业生产技术和市场信息及对村干部的信任三方面设置关系资源测量题项;借鉴 Liu^[23]的观点,从村委会或农民用水者协会促进农户集体行动、组织农户学习灌溉知识和参与灌溉系统维护三方面设置动员能力测量题项。上述 9 个测量指标的因子分析结果显示,制度能力所有测度指标的样本充足性检验 KMO 值为 0.734, Bartlett 球形检验统计量在 1%统计水平上显著,表明数据适合进行因子分析。本文采用主成分法提取特征值大于 1 的公因子 3 个,分别命名为知识资源、关系资源和动员能力,其累积解释方差变异为 60.18%。为了确保测度效果,本文对测度结果进行信度与效度检验。信度检验使用内部一致性系数克朗巴哈系数(Cronbach's α),制度能力测度指标的克朗巴哈系数为 0.730,表明量表测量整体效果较好。收敛效度检验采用测度指标因子载荷值,使用最大方差正交旋转后所有测度指标的因子载荷均大于 0.5,说明测量指标收敛效度较好。

(2) 合作水平。本文将农田灌溉组织内部合作划分为村委会或农民用水者协会与农户之间的纵向合作,及农户相互之间的横向合作两种形式。农田灌溉组织内部纵向合作是一种垂直互动关系,这种垂直合作水平可以通过农户对村委会或农民用水者协会的响应程度进行反映。本文从农户参加村庄公共事务会议、参加村庄灌溉系统管护会议和对村庄公共事务管理发表意见三方面设置了测量题项。农田灌溉组织内部横向合作是一种水平互动关系,这种横向合作水平可以通过农户行为和主观感受进行反映,本文从农户与其他农户之间配合默契、与其他成员团结和自己对村庄灌溉组织成员认知三方面设置了测量题项。对上述 6 个测量指标因子分析结果表明,合作水平所有测度指标的样本充足性检验 KMO 值为 0.681, Bartlett 球形检验统计量在 1%统计水平上显著,说明数据可以进行因子分析。使用主成分法提取特征值大于 1 的公因子 2 个,分别命名为纵向合作水平、横向合作水平,其累积解释方差变异为 56.44%。进一步分析测度效果,信度检验的克朗巴哈系数为 0.74,表明合作水平量表测量整体效果较好。收敛效度检验采用测度指标的因子载荷值,最大方差正交旋转后所有测度指标因子载荷均大于 0.5,说明合作水平测量指标收敛效度也较好。

3. 控制变量

本文选取受访者性别、年龄、受教育程度、职业类型和健康状况来反映个体特征;选取受访农户家庭劳动力短缺状况、土地流转情况、农业收入占比、农田灌溉面积占比和耕地细碎化程度

来反映受访农户家庭特征;选取村民水费负担程度、农田灌溉组织规范化程度和村庄组织化程度来反映村庄特征;此外,本文也对农田灌溉区处于黄河中上游或中下游的区域效应进行了控制。

上述各变量的定义、赋值及描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量定义、赋值及描述性统计

变量类别	变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差
被解释变量	供给意愿	农户有无意愿供给村庄农田灌溉系统;无=0,有=1	0.236	0.425
	供给程度	农户愿意投资村庄农田灌溉系统的额度/元	98.914	159.239
		农户愿意投工村庄农田灌溉系统的天数	2.341	3.875
解释变量	制度能力			
	知识资源	①生活中遇到困难时村民之间经常相互帮助;②村庄的规章制度完善明确;③村庄的农田灌溉管理条例完善清楚	-0.001	1.010
	关系资源	①灌溉组织经常会提供农业生产所需的技术;②灌溉组织经常会提供农业市场信息;③村干部具有很高的权威和信任程度	-0.012	0.999
	动员能力	①灌溉组织联户能力强;②灌溉组织鼓励学习农田灌溉相关知识;③灌溉组织经常组织农户参与灌溉系统维护	0.015	1.000
	合作水平			
	纵向合作	①村民参加村庄公共事务会议;②村民有义务参加灌溉相关会议;③村民对村庄事务决策发表自己的观点	-0.010	0.997
	横向合作	①村民在灌溉过程中与其他成员配合默契;②村民自认为是村庄灌溉组织成员;③村民与其他成员团结一致保障集体行动成功	0.027	0.997
控制变量	个体特征			
	性别	受访者性别:女=0,男=1	0.538	0.499
	年龄	受访者当时年龄	57.492	10.703
	受教育程度	受访者教育年限/年	5.640	3.686
	职业类型	受访者职业类型:务农=1,工农相兼=2,务工=3	1.257	0.542
	健康状况	受访者健康状况:很差=1,较差=2,一般=3,较好=4,很好=5	3.644	1.105
	家庭特征			
	劳动力状况	农户家庭劳动力短缺情况:不存在短缺=1,较短缺=2,一般=3,经常短缺=4,始终存在短缺=5	2.569	1.285
	农业收入占比	农户家庭前一年农业收入占家庭总收入的比重/%	54.351	32.473
	土地流转情况	农户家庭土地流转情况:转出=1,无流转=2,转入=3	2.028	0.507
	灌溉面积占比	农户家庭农田灌溉面积占总耕地面积的比重/%	95.734	16.554
	耕地细碎化程度	农户家庭总耕地块数/块	6.079	6.190
	村庄特征			
	村庄水费负担	村庄水费情况:很低=1,偏低=2,合适=3,较高=4,很高=5	3.625	0.787
	村庄管理情况	村庄事务管理过程中的民主化程度:不民主=1,较民主=2,一般=3,民主=4,很民主=5	3.217	1.036
	村庄组织化程度	村庄内部组织或者团体数量/个	1.003	0.529
	区域虚拟变量	灌溉区是否属于黄河中下游灌溉区:否=0,是=1	0.489	0.500

(三) 计量模型构建

1. 双栏模型

本文研究中农户供给农田灌溉系统的投资或投工存在较多零值。鉴于此,本文参考Cragg^[24]的研究思路,在假设农户供给农田灌溉系统意愿与程度彼此相互独立的前提下,构建双栏模型来实证分析制度能力与合作水平对农田灌溉系统供给的影响,以避免使用 Tobit 模型产生的样本选择性偏差缺陷。双栏模型将农户参与农田灌溉系统供给过程分为两个阶段:第一个阶段为农户是否选择参与村庄农田灌溉系统供给,即供给意愿;第二个阶段为农户选择参与村庄农田灌溉系统供给的投工或投资数量,即供给程度。

首先,考虑农户供给农田灌溉系统的意愿,可构建如下方程:

$$Prob[y_i = 0 | x_{1i}] = 1 - \Phi(\alpha x_{1i}) \tag{1}$$

$$Prob[y_i > 0 | x_{1i}] = \Phi(\alpha x_{1i}) \tag{2}$$

式(1)表示农户无意愿供给灌溉系统,式(2)表示农户有意愿供给灌溉系统。 $\Phi(\cdot)$ 表示标准正态分布的累积分布函数; y_i 表示因变量,即农户供给灌溉系统的投工或投资数量; x_{1i} 代表制度能力、合作水平等一组自变量, α 为相应估计参数。

其次,考虑农户供给农田灌溉系统的程度,可建立如下方程:

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

式(3)中, $E(\cdot)$ 表示条件期望,即农户供给农田灌溉系统的程度; $\lambda(\cdot)$ 为逆米尔斯比率; x_{2i} 代表制度能力、合作水平等一组自变量, β 为相应估计参数; δ 为截取正态分布的标准差。其他符号含义与前文所述相同。

在(1)一(3)式的基础上,可以建立如下对数似然函数:

$$\ln L = \sum_{y_{i0}=0} \{ \ln [1 - \Phi(\alpha x_{1i})] \} + \sum_{y_i>0} \{ \ln \Phi(\alpha x_{1i}) - \ln \Phi(\beta x_{2i} / \delta) - \ln(\delta) + \ln [\Phi(y_i - x_{2i} \beta / \delta)] \} \tag{4}$$

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

2.调节效应检验

本文借鉴温忠麟等^[25]归纳的显变量调节效应检验法,分析制度能力与农田灌溉组织内部合作水平交互作用对农户农田灌溉系统供给的影响,即检验合作水平是否能作为调节变量改变制度能力对农户供给农田灌溉系统的影响。因此,本文构建如下形式两阶段方程检验含交互变量的调节效应。

$$Y = b_{10} + b_{11}X + b_{12}M + e_1 \tag{5}$$

$$Y = b_{20} + b_{21}X + b_{22}M + b_{23}XM + e_2 \tag{6}$$

(5)式和(6)式中, X 为自变量, M 为调节变量, b 为对应估计参数, e_1 和 e_2 为残差项。若(6)式的回归判定系数 R^2 显著高于(5)式的回归判定系数 R^2 ,则调节效应显著,或者进行 XM 的回归系数检验,若 b_{23} 显著,则调节效应显著,即农田灌溉组织内部合作水平具有显著调节效应。

四、实证分析与讨论

本文使用 SPSS20.0 和 Stata14.0 软件,首先分析制度能力、合作水平变量对农户供给农田灌溉系统的影响效应;其次考虑解释变量和被解释变量之间可能的逆向因果关系、变量选择偏差和变量遗漏等造成的内生性对估计结果的干扰,进一步采取工具变量法进行估计,消除内生性问题可能导致的估计偏差;最后分析制度能力与合作水平交互项的影响,并对农田灌溉组织内部合作水平的调节效应进行检验。具体实证结果见表 2—表 4。由于村庄内部示范效应的存在,按照工具变量选取原则,选取受访农户所在村庄除样本外其他样本的制度能力与合作水平变量均值作为工具变量进行内生性检验。由表 2 和表 3 引入工具变量方程(2)的回归结果可知,工具变量估计结果的 Cragg-Donald 和 Wald F 统计量均高于 10% 偏误的临界值,说明基准回归中不存在弱工具变量问题;Hansen-J 统计量在 10% 显著性水平上均不显著,表明基准回归不存在工具变量过度识别问题,因此,本文采用表 2 和表 3 中的基准回归结果进行解释。

(一)制度能力的影响效应

由表 2 中方程(1)基准回归结果可得出:第一,村庄空间领域内的知识资源在 10% 统计水平上显著正向影响农户参与农田灌溉系统供给的意愿和投工程度。知识资源越强,农户参与农田灌溉系统供给意愿越强,越会以投工形式积极参与农田灌溉系统的建设与维护。村庄农田灌溉管理组织依据当地知识资源制定的管理条例与村民行为价值判断具有内在一致性,能够提高农

户以投工形式参与农田灌溉系统供给的水平。由此,假说 H₁得到了证实。第二,村庄空间领域内的关系资源在 10%统计水平上显著正向影响农户参与农田灌溉系统供给的意愿和投资程度。关系资源越强,农户参与农田灌溉系统供给意愿越强,越会以投资形式积极参与农田灌溉系统的建设与维护。在乡土关系型社会中,关系资源是农村事务日常运作的基础,村庄农田灌溉管理组织与村民之间的关系资源是正式化组织管理灌溉系统的重要辅助,对提高农户投资农田灌溉系统有积极作用。由此,假说 H₂得到了证实。第三,村庄的动员能力在 1%统计水平上显著正向影响农户参与农田灌溉系统供给的意愿和程度。动员能力越强,农户参与灌溉系统供给意愿越强,越会以投资或投工形式积极参与农田灌溉系统的建设与维护。村庄有效动员可以促使农户走出私人领域,就涉及村庄灌溉事宜进行协商,对提高农户投资和投工农田灌溉系统的建设与维护具有积极影响。由此,假说 H₃得到了证实。

表 2 制度能力与农田灌溉系统供给 (N=883)

变量	方程(1)			方程(2)		
	供给意愿	投资	投工	供给意愿	投资	投工
知识资源	0.078 * (0.037)	-0.037 (20.397)	0.727 * (0.420)	0.041 * (0.022)	-13.347 (19.103)	0.651 * (0.411)
关系资源	0.013 * (0.008)	29.066 * (14.454)	-0.266 (0.520)	0.068 * (0.033)	47.575 ** (22.608)	-0.166 (0.518)
动员能力	0.371 *** (0.077)	111.426 *** (26.529)	1.840 *** (0.552)	0.334 *** (0.083)	87.594 *** (23.785)	1.638 *** (0.550)
性别	0.260 ** (0.119)	35.972 (43.546)	1.454 * (0.856)	0.146 (0.130)	32.665 (40.651)	1.203 (0.863)
年龄	-0.020 *** (0.006)	-3.027 (2.113)	-0.126 *** (0.042)	-0.021 *** (0.007)	-3.503 * (1.982)	-0.139 *** (0.044)
受教育程度	-0.041 ** (0.017)	-6.976 (5.929)	-0.265 ** (0.119)	0.038 ** (0.018)	-3.489 (5.488)	-0.237 * (0.121)
职业类型	0.093 (0.103)	1.847 (39.883)	0.953 (0.726)	-0.021 (0.120)	-0.406 (37.887)	-0.096 (0.792)
健康状况	-0.189 *** (0.053)	56.018 *** (19.219)	-1.086 *** (0.379)	-0.190 *** (0.058)	-52.1932 *** (17.833)	-1.095 *** (0.385)
劳动力短缺情况	-0.000 (0.044)	33.861 ** (15.990)	-0.225 (0.314)	0.016 (0.048)	23.448 (14.639)	-0.083 (0.319)
农业收入占比	0.002 (0.002)	1.065 * (0.656)	0.006 (0.013)	0.002 (0.003)	1.4825 * (0.631)	0.004 (0.013)
土地流转情况	0.038 (0.110)	19.711 (40.565)	-0.202 (0.788)	0.065 (0.122)	18.861 (38.406)	-0.098 (0.800)
灌溉面积占比	-0.003 (0.003)	-1.258 (0.881)	-0.028 (0.020)	-0.003 (0.003)	-0.789 (0.839)	-0.030 (0.019)
耕地细碎化程度	0.002 (0.009)	-4.127 (3.496)	0.051 (0.060)	0.000 (0.009)	-3.277 (3.036)	0.018 (0.060)
村庄水费负担	-0.011 (0.071)	63.296 ** (25.972)	-0.388 (0.503)	0.010 (0.078)	58.649 ** (24.182)	-0.477 (0.519)
村庄管理情况	0.037 (0.053)	47.785 ** (20.214)	-0.413 (0.386)	0.001 (0.059)	29.037 (18.705)	-0.545 (0.399)
村庄组织化程度	0.476 *** (0.102)	144.802 *** (35.341)	1.600 ** (0.714)	0.579 *** (0.115)	147.214 *** (33.237)	1.790 ** (0.729)
区域虚拟变量	-1.042 *** (0.130)	-270.353 *** (56.227)	-6.947 *** (1.037)	-1.154 *** (0.148)	-247.247 *** (53.608)	-7.495 *** (1.124)
Cragg-Donald	—			46.376		
H-J 检验 P 值	—			0.783		
Log Likelihood	-357.461			-290.344		
Wald X ²	249.15 ***			238.54 ***		

注:①***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的统计水平上显著;②括号内数值为回归标准误。

(二) 合作水平的影响效应

由表 3 中方程(1)基准回归结果可知:第一,村委会或农民用水者协会与农户之间的纵向合作水平在 1%统计水平上显著正向影响农户参与灌溉系统供给的意愿和程度。其合作水平越高,农户参与灌溉系统供给的意愿越强,越愿意积极投资和投工农田灌溉系统建设与管护。村委会或农民用水者协会与农户之间的纵向互动合作可以为村庄农田灌溉系统管理创造一个良好的制度执行环境,促进农户追求整个村庄灌溉系统供给目标的实现,使农户积极投资和投工于农田灌溉系统的建设与维护。由此,假说 H₄得到了证实。第二,农户相互之间的横向合作水平在 1%统计水平上显著正向影响农户参与灌溉系统供给的意愿,在 5%显著性水平上正向影响农户参与灌溉系统供给的投工程度。农田灌溉组织内部农户之间的合作水平越高,农户参与灌溉系统供给的意愿越强,越愿意以投工形式积极参与村庄灌溉系统的建设与管护。由此,假说 H₅也得到了证实。

表 3 合作水平与农田灌溉系统供给 (N=883)

变量	方程(1)			方程(2)		
	供给意愿	投资	投工	供给意愿	投资	投工
纵向合作水平	0.288 *** (0.061)	96.364 *** (24.144)	1.731 *** (0.453)	0.251 *** (0.066)	80.167 *** (22.067)	1.630 *** (0.458)
横向合作水平	0.174 *** (0.062)	26.894 (22.288)	1.083 ** (0.448)	0.174 *** (0.067)	28.555 (20.633)	1.037 ** (0.454)
性别	0.207 * (0.116)	-14.760 (44.312)	1.295 (0.828)	0.085 (0.128)	-17.482 (41.565)	1.040 (0.836)
年龄	-0.017 *** (0.006)	-2.668 (2.235)	-0.111 *** (0.042)	-0.019 *** (0.007)	-3.104 (2.101)	-0.130 *** (0.043)
受教育程度	-0.400 ** (0.016)	-7.146 (6.229)	-0.277 ** (0.118)	-0.033 * (0.018)	-3.477 (5.776)	-0.2315 * (0.119)
职业类型	0.102 (0.102)	-8.600 (42.697)	1.123 (0.721)	-0.028 (0.119)	-16.170 (40.655)	0.019 (0.784)
健康状况	-0.177 *** (0.052)	-60.947 *** (20.144)	-1.014 *** (0.373)	-0.195 *** (0.057)	-60.280 *** (18.895)	-1.159 *** (0.381)
劳动力短缺情况	0.055 (0.043)	41.418 ** (16.291)	0.003 (0.305)	0.062 (0.046)	30.302 ** (14.984)	0.077 (0.310)
农业收入占比	0.001 (0.002)	1.172 * (0.690)	0.000 (0.013)	0.002 (0.002)	1.582 ** (0.667)	-0.001 (0.013)
土地流转情况	0.072 (0.109)	19.288 (41.345)	0.011 (0.777)	0.090 (0.119)	18.363 (39.300)	0.077 (0.310)
灌溉面积占比	-0.003 (0.003)	-1.446 (0.928)	-0.025 (0.020)	-0.003 (0.003)	-1.114 (0.887)	-0.001 (0.013)
耕地细碎化程度	-0.004 (0.009)	-6.628 * (3.735)	0.015 (0.059)	-0.006 (0.009)	-5.480 * (3.2864)	-0.014 (0.058)
村庄水费负担	-0.003 (0.071)	64.547 ** (26.945)	-0.281 (0.494)	0.007 (0.078)	55.686 ** (25.457)	-0.520 (0.511)
村庄管理情况	0.064 (0.054)	65.882 *** (21.381)	-0.333 (0.389)	0.029 (0.060)	45.830 ** (19.882)	-0.471 (0.399)
村庄组织化程度	0.4278 ** (0.103)	151.311 *** (38.256)	1.321 * (0.722)	0.514 *** (0.116)	149.214 *** (36.014)	1.426 * (0.739)
区域虚拟变量	-0.933 *** (0.130)	-274.918 *** (59.926)	-6.344 *** (1.031)	-1.054 *** (0.147)	-252.718 *** (56.951)	-6.901 *** (1.112)
Cragg-Donald	—			57.833		
HJ 检验 P 值	—			0.827		
Log Likelihood	-364.206			-297.910		
WaldX ²	235.66 ***			223.41 ***		

注:① ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;②括号内数值为回归标准误。

(三) 交互项的影响效应

在农田灌溉系统自组织治理中,制度能力与合作水平除了单方面影响农田灌溉系统供给外,还存在交互作用。为了进一步验证制度能力与合作水平交互项的影响效应,本文将制度能力与合作水平变量进行加总平均,并将农户参与农田灌溉系统供给的投工和投资程度整合为新供给程度变量,即按照当地工价对农户供给农田灌溉系统的投工量进行等价转换。表 4 为各变量数据去中心化处理后的分层回归结果,从方程(1)和方程(2)回归结果可看出,制度能力、合作水平对农户参与灌溉系统供给的意愿和程度影响作用与表 2 和表 3 的结果一致。从方程(3)回归结果中可知,制度能力与合作水平对农户参与灌溉系统供给的意愿和程度具有一定交互影响效应,交互项在 10%统计水平上显著正向影响农户参与灌溉系统供给意愿,在 5%统计水平上显著正向影响农户参与灌溉系统供给程度,这说明合作水平在制度能力与农田灌溉系统供给关系中具有显著调节作用。村庄农田灌溉组织内部的合作可以减少农田灌溉系统运行中的利益冲突,为制度能力在农田灌溉系统自组织治理中的作用发挥提供适宜环境,即农田灌溉组织内部合作通过软化农田灌溉系统管理制度运行的环境壁垒,增强制度能力对农田灌溉系统供给的积极效应。综上,假说 H₆得到了证实。

表 4 交互项作用分析(N=883)

变量	方程(1)		方程(2)		方程(3)	
	供给意愿	供给程度	供给意愿	供给程度	供给意愿	供给程度
常数项	-0.806 *** (0.051)	-722.750 *** (67.257)	0.660 (0.693)	545.749 (487.997)	0.660 (0.693)	551.453 (488.526)
制度能力	0.251 *** (0.07152)	142.909 ** (57.538)	0.323 *** (0.079)	156.6067 *** (54.949)	0.320 *** (0.087)	183.613 *** (65.038)
合作水平	0.442 *** (0.074)	362.499 *** (63.292)	0.279 *** (0.084)	192.543 *** (61.574)	0.278 *** (0.085)	201.507 *** (63.744)
交互项					0.007 * (0.003)	-45.723 ** (43.502)
控制变量	不控制	不控制	控制	控制	控制	控制
区域虚拟变量	不控制	不控制	控制	控制	控制	控制
Prob >X ²	0.000		0.000		0.000	
Log Likelihood	-425.569		-356.410		-356.405	
WaldX ²	112.94 ***		251.25 ***		251.26 ***	

注:①***、**、* 分别表示 1%、5%、10%显著性水平;②括号内数值为回归标准误;③控制变量估计结果省略。

从表 2—表 4 的实证分析结果中还可知,农户参与村庄农田灌溉系统供给的意愿和程度除了受制度能力和农田灌溉组织内部合作水平两个核心解释变量影响外,还受部分控制变量影响。受访样本个人特征中的性别、年龄、健康状况,及村庄特征中村庄组织化程度等变量对农户参与农田灌溉系统供给意愿均有明显影响,也进一步影响农户供给农田灌溉系统的程度。家庭特征变量虽然对农户参与农田灌溉系统意愿影响不显著,但劳动力短缺情况、农业收入占比和耕地细碎化程度 3 个变量对农户投资农田灌溉系统的程度却存在显著作用,这说明农户参与农田灌溉系统供给的程度不仅受个人主观方面因素影响,还受家庭客观条件的影响。另外,区域虚拟变量对农户参与村庄农田灌溉系统供给的意愿和程度均有显著影响,说明农田灌溉系统供给也存在区域差异。

五、结论与启示

本文利用黄河灌区 6 省(自治区)883 份农户数据,实证检验了村庄制度能力与农田灌溉组织内部合作水平对农户自组织供给农田灌溉末端系统的意愿和程度的影响效应及其作用路径。

研究发现,村庄空间领域内的制度能力和农田灌溉组织内部的合作因素对农户参与农田灌溉系统供给意愿和程度产生正向影响,并进一步证实了农田灌溉组织内部合作因素在村庄制度能力与农户农田灌溉系统供给之间具有调节效应。

依据以上研究结论,本文提出如下政策启示:第一,知识资源、关系资源和动员能力层次的制度能力因素作为促成地方公共事务善治的重要因子,在农田灌溉系统治理中应该得到充分重视。村委会或农民用水者协会在制定村庄农田灌溉系统供给规则条例时要与村庄习俗、惯例和道德价值匹配;搭建村庄优质网络信息平台,精心服务于农户农田灌溉事宜;积极动员农户学习灌溉技术和参与农田灌溉系统管理。第二,强化村庄农田灌溉组织内部的合作意识。通过创新农户参与村庄公共事务机制,促进村委会或农民用水者协会与农户之间及农户相互之间有效互动,培养农田灌溉组织内部团结协调氛围,以确保农户与村委会或农民用水者协会的农田灌溉系统供给目标具有一致性。

参考文献:

- [1] 王亚华,高瑞,孟庆国.中国农村公共事务治理的危机与响应[J].清华大学学报(哲学社会科学版),2016,31(2):23-29.
- [2] 韩俊,何宇鹏,王宾.我国小型农田水利建设和管理机制:一个政策框架[J].改革,2011(8):5-9.
- [3] Ostrom E, Walker J M. Communication in a Commons: Cooperation without External Enforcement. In Contemporary Laboratory Research in Political Economy[M]. Ann Arbor: University of Michigan press, 1990.
- [4] 王亚华.中国用水户协会改革:政策执行视角的审视[J].管理世界,2013(6):61-71,98.
- [5] Baker M. Developing Institutional Capacity at the Regional Level: The Development of a Coastal Forum in the North West of England[J]. Journal of Environmental Planning and Management, 2002, 45(5):691-713.
- [6] Olson M. The Logic of Collective Action. Public Goods and the Theory of Groups[M]. Cambridge: Harvard University press, 1965.
- [7] Ostrom V, Ostrom E. Public Goods and Public Choices: The Emergence of Public Economies and Industry Structures [M]// Alternatives for Delivering Public Services. Toward Improved Performance. Boulder: Westview Press, 1977.
- [8] North D C. Institutions, Institutional Change and Economic Performance [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- [9] Kraatz M S, Moore J H. Executive Migration and Institutional Change[J]. Academy of Management Journal, 2002, 45(1):120-143.
- [10] Nishi A, Christakis N A, Rand D G. Cooperation, Decision Time, and Culture: Online Experiments with American and Indian Participants[J]. Plos One, 2017, 12(2):1-9.
- [11] 吴晓燕.从文化建设到社区认同:村改居社区的治理[J].华中师范大学学报(人文社会科学版),2011(5):9-15.
- [12] Granovetter M. Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness[J]. American Journal of Sociology, 1985, 91(3):481-510.
- [13] Tilly, Charles. From Mobilization to Revolution[D]. Reading, MA: Addison-Wesley, 1978.
- [14] Nowak M A. Five Rules for the Evolution of Cooperation[J]. Science, 2006, 314(5805):1560-1563.
- [15] Komorita S S, Parks C D. Interpersonal Relations: Mixed-Motive Interaction[J]. Annual Review of Psychology, 1995, 46(2):183-207.
- [16] Hoegl M, Gemuenden H G. Teamwork Quality and the Success of Innovative Projects: a Theoretical Concept and Empirical Evidence[J]. Organization Science, 2001, 12(4):435-449.
- [17] Sheldon O J, Fishbach A. Resisting the Temptation to Compete: Self-Control Promotes Cooperation in Mixed-Motive Interactions[J]. Journal of Experimental Social Psychology, 2011, 47(2):403-410.
- [18] Dewitte S, Cremer D D. Self-Control and Cooperation: Different Concepts, Similar Decisions? A Question of the Right Perspective[J]. The Journal of Psychology, 2011, 135(2):133-153.
- [19] Chatman J A, Barsade S G. Personality, Organizational Culture, and Cooperation: Evidence from a Business Simulation[J]. Administrative Science Quarterly, 1995, 40(3):423.

- [20] Ostrom E, Calvert R, Eggertsson T. Governing the Commons: The Evolution of Institutions for Collective Action [J]. American Political Science Review, 1993, 86(1):279-249.
- [21] Bowles S, Gintis H. Social Capital and Community Governance [J]. The Economic Journal, 2002, 112(483):419-436.
- [22] Read B L. The Multiple Uses of Local Networks: State Cultivation of Neighborhood Social Capital in China and Taiwan [M]. New York: Routledge Publications, 2009.
- [23] Liu C. The Political Construction of Community Power: A Comparative Case Study of Neighborhood Governance Formations in Shanghai (1996-2003) [D]. Hong Kong: City University of Hong Kong, 2005.
- [24] Cragg J G. Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods [J]. Econometrica, 1971, 39(5):829-844.
- [25] 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(2):268-274.

(责任编辑: 宋雪飞)

Institutional Capacity, Cooperation Level and Supply of Irrigation System: Analysis Based on the Survey Data of 6 Provinces in Yellow River Irrigation Area

WANG Bo, WAN Jingjing, ZHU Yuchun

Abstract: This study explains the mechanism of the village institutional capacity and the level of cooperation within the irrigation organization on the irrigation system supply. Using the data of 883 households in 6 provinces of the Yellow River irrigation area, the paper empirically tested the effects of institutional capacity and cooperation level on farmland irrigation system supplied by farmers and its action path. The empirical results show that the three levels of institutional capacity factors of knowledge resources, relational resources and mobilization capacity in the field of village space have a significant positive impact on the willingness and degree of farmers to participate in the supply of irrigation systems. The level of vertical cooperation and horizontal cooperation within the irrigation organization has a significant positive impact on the willingness and degree of farmers to participate in the supply of irrigation systems. The study further confirms that the cooperation level between the institutional capacity and the supply of irrigation system has a regulatory effect. The higher the level of cooperation, the stronger the effect of the institutional capacity on the supply of irrigation system. Based on the conclusion of the study, the author puts forward some measures such as attaching importance to the village institutional capacity and strengthening the awareness of cooperation within the irrigation organization to improve the supply of irrigation system.

Keywords: Institutional Capacity; Level of Cooperation; Agricultural Irrigation System; Double Hurdle Model